

**Les annonces, l'activité et la volatilité sur le marché des changes
euro/dollar**

Walid Ben Omrane,¹ Luc Bauwens² et Pierre Giot³

Janvier, 2003

Résumé

Ce papier étudie la sensibilité de la volatilité des rendements du taux de change euro/dollar à neuf catégories d'événements correspondants à des annonces prévues et non prévues. Nous distinguons et analysons les réactions pré-annonce, contemporaines à l'annonce et post-annonce. L'utilisation de modèles de type EGARCH et volatilité réalisée appliqués à des données intra-journalières indique une réaction importante de la volatilité dans les périodes pré-annonce, en particulier pour les annonces prévues. Le niveau d'activité du marché a également un impact significatif sur la volatilité.

Mots Clés: marché des changes, volatilité, annonces, données de haute fréquence.

Classification JEL: C13, C22, F31, G14

1. Unité Finance, Département d'Administration et de Gestion (IAG), Université catholique de Louvain. Adresse de correspondance: IAG, Place des doyens, 1, B-1348 Louvain-La-Neuve, Belgique. Tél: +32 10 47 84 49. Fax: +32 10 47 83 24. Email: benomrane@fin.ucl.ac.be.

2. Center for Operations Research and Econometrics (CORE) et Département des Sciences Economiques, Université catholique de Louvain. Email: bauwens@core.ucl.ac.be.

3. Département d'Administration des Affaires & CEREFIG, Université de Namur et CORE, Université catholique de Louvain. Email: pierre.giot@fundp.ac.be.

Ce papier présente les résultats des recherches menées avec le soutien d'un pôle d'attraction interuniversitaire financé par l'Etat (Services Fédéraux des Affaires Scientifiques, Techniques et Culturelles). Les auteurs remercient aussi Mme Celia Van Damme, Account Manager de Reuters Belgique, pour son assistance et sa disponibilité à la fourniture des données relatives aux annonces.

1 Introduction

L'impact de l'information sur la volatilité des rendements des cours de change a été étudié théoriquement et empiriquement par de nombreux auteurs, dont Evans and Lyons (1999), Andersen and Bollerslev (1998b), Melvin and Yin (2000) et Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001). La variable 'information' comprend une composante publique et privée et doit être reliée à la publication d'annonces en rapport avec le marché des changes. La première est constituée par les événements annoncés à l'ensemble des intervenants du marché, soit à une date et heure fixées préalablement (annonces publiques prévues), soit de manière inopinée (annonces publiques non prévues). L'information privée est propre à chaque intervenant sur le marché et a des origines diverses. En général, l'information privée sur le marché des changes est représentée par les flux d'ordres entre les traders et leurs clients. La plupart des études empiriques existantes traitant de l'impact des annonces sur la volatilité des cours de change a été axée principalement sur des marchés qui n'existent plus (par exemple le marché du DM-dollar). Suite à l'entrée en vigueur de l'euro, le marché des changes euro/dollar constitue maintenant la fusion de onze 'anciens' marchés des changes pour les devises nationales contre le dollar.

Les études empiriques d'Andersen and Bollerslev (1998b) et Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001) testent l'effet individuel de chaque annonce et se concentrent sur la réaction de la volatilité dans la période post-annonce. Dans notre étude, nous souhaitons prendre en considération non seulement l'effet propre à chaque catégorie d'annonce mais aussi tester la sensibilité de la volatilité avant, pendant et après la publication de l'annonce, tout en distinguant les annonces prévues (càd planifiées selon un agenda économique) et celles qui ne le sont pas. L'apport de notre travail est donc de vérifier la validité des résultats obtenus précédemment sur le nouveau marché de l'euro/dollar et d'étendre ces résultats en distinguant l'impact des annonces prévues et l'impact des annonces non prévues, aussi bien dans les périodes dites pré-annonce, contemporaines à l'annonce et post-annonce. Nous proposons également une classification des annonces en neuf catégories d'événements, dont la majorité n'a pas été utilisée dans la littérature. Nous tenons compte de l'effet de l'information privée sur la volatilité des rendements de l'euro/dollar, l'information privée étant mesurée par l'activité du marché ajustée de sa composante saisonnière. De manière générale, cette étude vise donc à étudier les déterminants économiques de la volatilité sur le marché de l'euro/dollar, en insistant sur les liens entre les flux d'information et la réaction du marché (mesurée par la volatilité et l'activité).

Le cadre économétrique de notre étude repose sur l'utilisation de données à haute-fréquence échantillonnées sur un intervalle de temps de cinq minutes. La volatilité est modélisée suivant un processus de type EGARCH, où on tient compte de la saisonnalité intra-journalière, de l'influence des annonces via des variables binaires et de l'activité du marché. Dans un deuxième temps, nous avons recours au concept de volatilité réalisée pour déterminer l'impact des annonces sur la volatilité de l'euro/dollar. L'impact des annonces sur le niveau d'activité du marché est également étudié.

Nos résultats montrent que la volatilité des rendements de l'euro/dollar augmente pendant la période qui précède l'annonce d'événements prévus dans un agenda économique, càd les événements dont la date et l'heure de publication sont

connues à l'avance par tous les intervenants. Les causes en sont multiples, citons les spéculations sur transactions anticipatives de certains traders, la présence potentielle d'information privée ou la clôture de positions existantes par certains traders souhaitant éviter la surprise potentielle de l'annonce. En ce qui concerne les annonces non prévues, il y a peu de réaction de la volatilité durant les périodes pré-annonce, hormis pour les déclarations sur les taux d'intérêt et rumeurs d'intervention de banques centrales. En résumé, l'ajustement de la composante stochastique de la volatilité de l'euro/dollar par rapport aux annonces semble suivre le schéma suivant: (1) augmentation de la volatilité juste avant l'annonce; (2) suite de l'ajustement de la volatilité dans la période contemporaine à l'annonce; (3) relativement peu de réaction de la volatilité durant la période post-annonce.

La composante saisonnière de la volatilité augmente lors de l'annonce périodique d'événements prévus dans un agenda. Ceci s'explique par le fait que le marché est dans la majorité des cas surpris, c'est à dire que les anticipations ne coïncident pas nécessairement avec les réalisations. L'effet de surprise augmente également le niveau d'activité mais pour une période de temps très courte.

Ce papier comporte, en plus de l'introduction, cinq sections. La première est consacrée à la présentation des différentes catégories d'annonces ainsi que des méthodes utilisées pour calculer la volatilité et pour mettre en évidence la saisonnalité. Dans cette section nous présentons également les hypothèses relatives aux liens qui existent entre ces trois variables. La section suivante présente les différents modèles adoptés pour tester les hypothèses posées. La section 4 présente les données utilisées dans l'étude ainsi que leur traitement. Les résultats des estimations et les commentaires sont données dans la section 5. Enfin, nous concluons dans la section 6.

2 Les annonces, la volatilité et la saisonnalité

L'effet des annonces sur la volatilité des cours de changes a fait l'objet de nombreuses études empiriques dont l'objectif est en général de déterminer la sensibilité de la volatilité des rendements des cours de changes par rapport à certains événements ou catégories d'événements (Degennaro and Shrieves, 1997; Andersen and Bollerslev, 1998; Melvin and Yin, 2000; et Cai, Cheung, Lee, and Melvin, 2001). Les principales recherches en la matière ont portées sur les marchés de change les plus actifs, notamment les marchés dollar US contre mark allemand, yen japonais et livre sterling. Etudier les facteurs (notamment les annonces) susceptibles d'affecter la volatilité des cours de changes contribue à une explication économique de la volatilité sur le marché des changes. La volatilité, modélisée en général par la variance des rendements des cours de changes, est une mesure très importante du risque de variation du prix de l'actif (la devise en l'occurrence). Sur le marché des changes, elle est utilisée par les traders pour gérer leurs positions, évaluer les risques liés à leurs positions et également dans la gestion des produits dérivés tels que les options de change.

En ce qui concerne les annonces, il est important de distinguer les annonces prévues (celles dont la publication est planifiée à l'avance, comme par exemple la publication des chiffres macro-économiques américains) des annonces imprévues

(par exemple une déclaration du président de la BCE). Les annonces imprévues peuvent être génératrices d'information publique ou privée selon leur impact sur le marché. L'information est dite publique si l'annonce imprévue n'est pas précédée par une hausse anormale de la volatilité. Par contre, une hausse anormale de la volatilité durant la période précédant l'annonce indique la présence d'information privée, certains traders ayant pris connaissance de l'information avant sa publication. Cependant, l'augmentation anormale de la volatilité dans la période précédant une annonce prévue indique une intervention de spéculateurs pour initier des transactions anticipatives ou la clôture de positions par certains traders souhaitant éviter la surprise potentielle de l'annonce.

Le lien entre la volatilité et la présence d'information privée est suggéré par les travaux théoriques d'Admati and Pfleiderer (1988) qui ont développé leur modèle sur la base des travaux de Glosten and Milgrom (1985) et Kyle (1985). Dans leur modèle, les traders informés concentrent leurs transactions durant les périodes caractérisées par un haut niveau d'activité car leur objectif est de maximiser leur gain suite à la détention d'information privée. Par ailleurs et pour des soucis de coût, les traders motivés uniquement par un besoin de liquidité interviennent également pendant ces mêmes périodes afin de profiter des niveaux relativement petits des spreads et de l'activité importante du marché. Une implication empirique directe de ce modèle se traduit par le fait que la présence d'information privée entraîne une hausse de la volatilité durant les périodes de forte activité. Distinguant information publique et privée, les processus d'ajustement des cours de change sont affectés par les annonces et par la nature des informations détenues par chaque trader. Ainsi et en absence d'information privée, les cours s'ajustent aux événements après leur annonce. En présence d'asymétrie d'information, les cours s'ajustent à l'information privée avant l'annonce, complètent leur ajustement pendant l'annonce et donc la volatilité diminue rapidement dans la période qui suit l'annonce.

Degennaro and Shrieves (1997) ont mené une étude empirique qui consiste à tester les résultats théoriques d'Admati and Pfleiderer (1988) et à analyser le comportement de la volatilité par rapport à trois catégories d'annonces. Ces auteurs ont testé l'effet des annonces des chiffres macro-économiques, de la politique économique et des taux intérêt sur la volatilité des rendements des cours de change dollar US/yen. Ils ont conclu qu'une forte activité du marché (en écart à sa composante saisonnière) entraîne une hausse de la volatilité et du spread, ce qu'ils ont interprété comme indicatif de l'existence d'information privée. Cette conclusion rejoint celles des travaux théoriques de Lyons (1995, 1997), et Evans and Lyons (1999), qui considèrent qu'une partie très importante des flux d'ordres sur le marché des changes est constituée par ceux réalisés entre les traders et leur clientèle, constituant ainsi de l'information privée. En ce qui concerne l'effet des annonces sur la volatilité, il est significatif et varie suivant la catégorie de l'annonce. Plus le nombre d'annonces relatives aux chiffres macro-économiques et taux d'intérêt augmente, plus la volatilité s'accroît.

Andersen and Bollerslev (1998b) et Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001) testent la sensibilité de la volatilité des rendements (des cours de change dollar US/mark et dollar US/yen, respectivement) à court et long terme par rapport aux annonces macro-économiques américaines et aux effets dits saisonniers. Andersen and Bollerslev (1998b) montrent que les annonces ont un effet significativement positif très

important mais de très courte durée, les effets saisonniers engendrant également une hausse de la volatilité. Ces effets correspondent aux périodes d'ouverture du marché, d'heure de déjeuner, et à certains jours de la semaine (notamment le jeudi et le vendredi, quand se fait l'annonce périodique des chiffres macro-économiques américains). L'étude menée par Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001) confirme les résultats d'Andersen and Bollerslev (1998b) et montre l'importance de l'effet positif des flux d'ordres par rapport aux annonces sur la volatilité. Eddelbüttel and McCurdy (1998) ne différencient pas les annonces selon des catégories mais utilisent le nombre d'événements par intervalle de temps pour constituer un vecteur comprenant toutes les annonces. Ils éliminent la composante saisonnière des annonces en divisant chaque élément du vecteur par sa moyenne, calculée en coupe transversale sur toute la période d'étude, de façon à garder uniquement l'effet de surprise. Ils concluent que cet effet entraîne une hausse aussi bien de l'activité du marché que de la volatilité des rendements des cours de change dollar US/yen.

2.1 Les annonces et leurs effets

Les études empiriques d'Andersen and Bollerslev (1998b) et Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001) mentionnées ci-dessus testent l'effet individuel de chaque annonce. Cependant, ils se concentrent sur la réaction de la volatilité après l'annonce, et pas avant. Dans notre étude, nous souhaitons prendre en considération non seulement l'effet propre à chaque catégorie d'annonce mais aussi tester la sensibilité de la volatilité avant, pendant et après les événements, tout en distinguant les annonces prévues (càd planifiées selon un agenda économique) et celles qui ne le sont pas. En effet et tenant compte du caractère propre de l'information publique et privée, l'effet des annonces sur la volatilité pourrait intervenir avant ou après celles-ci. Dans cette optique, il est utile de définir trois intervalles de temps autour de chaque annonce: une période pré-annonce, une période assez courte juste après l'annonce et une période post-annonce. Dans le cas où il s'agit d'un événement prévu (càd dont la date et l'heure de publication sont connues à l'avance), une variation de la volatilité dans la période pré-annonce pourrait être induite par les anticipations de certains traders. Ces derniers prennent des positions ouvertes afin de réaliser des gains éventuels dans le cas où leur anticipations coïncident avec la réalisation de l'événement. Une hausse de la volatilité dans la période post-annonce traduit la conjonction de différents types de comportement, notamment une divergence au niveau de l'interprétation du contenu de l'annonce, un effet de surprise et la réalisation des résultats sur la base des anticipations. Par contre et dans le cas d'une annonce imprévue (càd non planifiée dans un agenda économique), l'accroissement de la volatilité dans la période pré-annonce pourrait correspondre, comme suggéré par Degennaro and Shrieves (1997), à la présence de traders informés qui exploitent leur information privilégiée.

Dans ce papier, nous testons l'effet de neuf catégories d'annonces, dont quatre n'ont pas été définies précédemment dans la littérature. Les annonces sont classées en deux groupes, les annonces prévues selon un agenda économique, et celles qui ne le sont pas. Le premier groupe comporte les chiffres macro-économiques américains, notamment, le rapport sur l'emploi, l'indice de la production et de

la consommation, le PIB et d'autres chiffres importants.¹ Ce groupe comporte, également, les chiffres macro-économiques européens, les déclarations prévues de hauts fonctionnaires de l'Etat et ceux d'organismes gouvernementaux, tels que les gouverneurs de la Réserve Fédérale Américaine et de la Banque Centrale Européenne et les ministres des finances et de l'économie. Le second groupe comprend les rapports sur les taux d'intérêts américains et européens, les prévisions publiées par des organismes et instituts spécialisés, tels que le FMI, la Banque Mondiale, et l'institut IFO.² Ce groupe comprend également les déclarations des membres de l'OPEP, les rumeurs d'interventions des banques centrales et d'autres événements importants (catastrophes naturelles, guerres et attaques terroristes).

Pour mettre en évidence l'effet de surprise induit par la publication des chiffres macro-économiques américains, nous distinguons les chiffres dits positifs des chiffres dits négatifs en faisant la différence entre valeurs attendues et réalisées. Dans le cas où la réalisation est supérieure aux attentes et qu'il s'agit d'un chiffre qui contribue à la croissance de l'économie, l'annonce correspondante est classée comme positive. Si le chiffre en question contribue à l'inflation ou au ralentissement de l'économie, il est considéré comme négatif. Cette méthodologie a été utilisée précédemment dans l'étude de Andersen, Bollerslev, Diebold, and Vega (2002), qui testent l'effet des annonces non anticipées sur la moyenne des rendements de certaines devises. Cette étude montre que les événements non anticipés engendrent des sauts dans la moyenne conditionnelle des cours et que les annonces négatives ont un impact plus important que les annonces positives.

2.2 La volatilité et l'activité

Pour tester la sensibilité de la volatilité par rapport à des facteurs exogènes, la méthode habituellement utilisée dans la littérature empirique sur les taux de changes est basée sur l'estimation d'un modèle GARCH, voir par exemple Degennaro and Shrieves (1997) et Melvin and Yin (2000). L'utilisation des modèles de volatilité conditionnelle de type GARCH est justifiée par les caractéristiques des rendements de taux de changes (mémoire ou "clustering" dans la volatilité, queues épaisses pour la distribution des rendements). A noter également l'utilisation plus récente de la volatilité dite réalisée, voir par exemple Andersen and Bollerslev (1998b) et Cai, Cheung, Lee, and Melvin (2001).³ Dans notre étude, nous utilisons tout d'abord le modèle EGARCH de Nelson (1990) tout en ajoutant des variables auxiliaires qui représentent l'impact des annonces. Le modèle complet est détaillé au début de la section 3. Dans un deuxième temps, nous testons également l'impact des événements sélectionnés sur la volatilité réalisée, c'est-à-dire la volatilité calculée à partir de la somme des carrés des rendements observés à très haute fréquence. Ce deuxième type de modèle est présenté également dans la section 3.

L'activité sur le marché des changes, mesurée par le nombre de cotations⁴ (par

1. Le tableau 1 présente en détail toutes les catégories d'annonces.

2. L'institut IFO est l'institut allemand de recherches économiques qui analyse le niveau de confiance des entreprises dans l'économie allemande. Il publie périodiquement un indice de climat des affaires qui porte le nom de l'institut, l'indice IFO.

3. La notion de volatilité réalisée est définie dans la section 3.4.

4. Pour mesurer le niveau d'activité on utilise le nombre de cotations plutôt que le volume des transactions, lequel n'est pas révélé publiquement. En effet, une partie importante du volume de

intervalle de temps) réalisées entre les différents intervenants est considérée par certaines études comme étant une proxy de la volatilité (Bollerslev and Domowitz, 1993 et Melvin and Yin, 2000). Par conséquent, les annonces devraient affecter le niveau de l'activité.

D'autres auteurs considèrent celle-ci comme un indicateur de l'information privée (Degennaro and Shrieves, 1997; Evans and Lyons, 1999 et Rime, 2000). Une partie très importante des flux d'ordres se fait entre les traders et leurs clients. Les ordres des clients ne sont pas observés par les intervenants sur le marché et sont donc considérés comme de l'information privée. Par conséquent, les traders jouent un rôle d'intermédiation/transfert d'information entre leurs clients et les autres traders lors de l'exécution de ces ordres. Par exemple, Lyons (1997) montre que certains traders peuvent être motivés à initier de la spéculation sur la base des ordres non observables de leur clientèle de façon à créer des distorsions au niveau de l'information transmise. Degennaro and Shrieves (1997) montrent empiriquement que la composante inattendue de l'activité (càd l'activité mesurée en écart par rapport à sa composante saisonnière) représente de l'information privée. En effet, l'activité non prévue engendre une hausse de la volatilité et un élargissement du spread. Dans cette étude, nous testons l'effet de l'activité sur la volatilité, tout en distinguant la composante attendue de celle qui ne l'est pas, afin de déduire les éventuels effets de l'information privée. On étudie également l'effet des annonces sur le niveau d'activité.

2.3 La saisonnalité de la volatilité et de l'activité

Procéder avec une approche de type microstructure nécessite l'utilisation de données intra-journalières de haute fréquence. Ces données incorporent le caractère cyclique des facteurs faisant partie de l'organisation du marché. Les effets d'ouverture et de fermeture du marché, ainsi que l'effet jour de la semaine, sont des effets saisonniers dont la littérature a montré l'impact significatif sur la volatilité des cours de change (Bollerslev and Domowitz, 1993; Andersen and Bollerslev (1996, 1998); et Degennaro and Shrieves, 1997). Par exemple, Andersen and Bollerslev (1998b) identifient une série de facteurs qui ont un impact saisonnier sur la volatilité, notamment, les annonces des événements dont la date et l'heure d'annonce sont connues à l'avance. Ces annonces comprennent une composante dite saisonnière et une autre non cyclique, appelée aussi stochastique. Cette dernière composante est particulièrement importante car elle constitue la partie non anticipée par les intervenants et reprend donc l'effet de surprise.

Pour éliminer les effets saisonniers et mettre en évidence les impacts stochastiques, il est d'abord nécessaire de détecter le mieux possible les facteurs susceptibles de générer un effet périodique. La littérature récente propose un ensemble de techniques. Degennaro and Shrieves (1997) introduisent, dans l'équation de la volatilité, une moyenne de l'activité calculée sur des coupes transversales (cette méthode est présentée en détail à la section 3.1). Quant à l'effet de l'heure de la journée, ils utilisent des variables binaires pour distinguer l'effet de chaque heure de la journée sans faire de distinction entre les différents jours. Pour contrôler

transactions est réalisée entre les traders et leur clients et constitue de ce fait de l'information privée.

l'effet saisonnier, Andersen and Bollerslev (1998b) utilisent la forme flexible de la transformée de Fourier (FFF dans ce qui suit), c'ad qu'ils introduisent une somme de sinusoides pour capter les cycles intra-journaliers. Dacorogna, Müller, Nagler, Olsen, and Pictet (1993) et Eddelbüttel and McCurdy (1998) désaisonnalisent la volatilité en la divisant par un facteur d'ajustement. Celui-ci est calculé sur la base de la moyenne de la volatilité non conditionnelle, mesurée par la valeur absolue des rendements. Melvin and Yin (2000) divisent les rendements par leur moyenne calculée en coupe transversale.

Dans ce travail, nous devons identifier les composantes saisonnière et stochastique de la volatilité et de l'activité. Pour calculer la composante saisonnière de la volatilité, nous utilisons la technique basée sur la moyenne en coupe transversale en faisant la distinction entre les différents jours de la semaine. Nous utilisons la même technique pour désaisonnaliser l'activité lorsque nous étudions son impact sur la volatilité. Par contre nous avons recours à la FFF pour étudier l'impact des annonces sur la volatilité moyenne et sur l'activité. Les modèles détaillés sont présentés dans la section 3.

3 La modélisation

3.1 Volatilité et annonces

Pour tester la sensibilité de la volatilité par rapport aux annonces et au niveau de l'activité, nous utilisons le modèle EGARCH de Nelson (1990). Le rendement est modélisé par une moyenne mobile d'ordre 2 afin de capturer la (faible) autocorrélation habituellement associée aux rendements construits à partir de données intra-journalières:

$$q_t = \theta_0 + u_t + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2}, \quad (1)$$

où q_t désigne le rendement standardisé, c'ad le rendement divisé par la racine carrée de la volatilité moyenne des rendements pendant la période de référence (de cinq minutes) correspondant à l'indice t .⁵ Le terme d'erreur u_t est modélisé par un processus EGARCH(2,2):

$$u_t = \sqrt{h_t} \epsilon_t \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \ln h_t = & \omega + \sum_{i=1}^2 (\beta_i \ln h_{t-i} + \alpha_i \left[|\epsilon_{t-i}| - \sqrt{2/\pi} \right] + \gamma_i \epsilon_{t-i}) \\ & + \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=1}^3 \eta_{j,\tau} d_{j,\tau,t} + \phi a s_{t-1} + \delta a m_{t-1}, \end{aligned} \quad (3)$$

où h_t est la variance conditionnelle de u_t et les innovations ϵ_t sont identiquement et indépendamment distribuées suivant une distribution normale centrée et réduite.

La variable $a s_t$ représente le niveau d'activité divisé par son indice saisonnier $a m_t$. Ce dernier est calculé comme la moyenne du nombre des cotations relative à chaque intervalle de temps (de cinq minutes) de chaque jour ouvrable de la semaine

5. La volatilité moyenne dont il est question est la moyenne des rendements au carré de la période t ; voir la section 3.2, en particulier l'équation (5), pour une explication détaillée.

sur toute la période d'étude. Cette technique consiste donc à faire des calculs en coupe transversale. L'introduction de ces deux variables a pour but de tester l'effet de l'information privée générée par les flux d'ordre entre les traders et leur clients. Dans le cas où ϕ est statistiquement positif alors que δ est statistiquement nul, cela implique que seulement l'activité non prévue entraîne une hausse de la volatilité désaisonnalisée.⁶ Cette composante de l'activité correspond essentiellement aux flux d'ordres des traders avec leurs clients qui constituent de l'information privée.

La variable $d_{j,\tau,t}$ est une variable binaire qui représente l'événement j annoncé durant la période τ et relatif à l'intervalle de temps t . Elle prend la valeur 1 si on observe une annonce durant l'intervalle de temps τ , 0 sinon. L'indice τ désigne la fenêtre d'observation: une période pré-annonce ($\tau = 1$), une autre juste après l'annonce ($\tau = 2$) et une troisième qui est post-annonce ($\tau = 3$). De manière économétrique, ceci est modélisé par une avance et deux retards dans la variable binaire correspondant à l'événement j . Les rendements et l'activité sont calculés sur la base d'un intervalle de temps équidistant d'une longueur de cinq minutes, alors que les fenêtres d'observation sont fixées à 15 minutes avant l'annonce ($\tau = 1$), cinq minutes juste après l'annonce ($\tau = 2$), et 20 minutes après l'annonce ($\tau = 3$). En ce qui concerne les événements, on utilise ceux répertoriés au tableau 1. Etant donné que l'on distingue les chiffres dits positifs des chiffres dits négatifs pour les annonces relatives aux chiffres macro-économiques américains, la catégorie 1 du tableau 1 est donc dédoublée et correspond à $j = 1$ (chiffres positifs) et $j = 2$ (chiffres négatifs).

3.2 Volatilité moyenne et annonces

Pour détecter l'effet saisonnier des annonces sur la volatilité moyenne, nous utilisons un modèle ARMA(1,1) appliqué à la volatilité moyenne calculée en coupe transversale (en distinguant les différents jours de la semaine). Nous établissons une différence entre les jours de la semaine afin de capter les effets jour qui sont liés au calendrier des annonces. Les effets saisonniers liés au fonctionnement du marché (ouverture, heure de déjeuner, fermeture, ...) sont pris en compte par une FFF d'ordre P .⁷ Le modèle s'écrit:

$$\begin{aligned} mv_t = & c_0 + \beta mv_{t-1} + \sum_{p=1}^P (\delta_{c,p} \cos x_{t,p} + \delta_{s,p} \sin x_{t,p}) \\ & + \sum_{j=1}^9 \eta_j z_{t,j} + \alpha \epsilon_{t-1} + \epsilon_t, \end{aligned} \quad (4)$$

Pour définir mv_t , on divise chaque jour en 288 intervalles de cinq minutes. Pour chaque fin d'intervalle et chaque jour de chaque semaine de la période d'observation (six mois dans notre base de données), on dispose d'une observation du rendement de l'euro/dollar. On calcule 288 valeurs de mv_t pour chaque jour ouvrable de la semaine (en fait 287 pour le lundi et 264 pour le vendredi). Chaque valeur est

6. Le fait de diviser le rendement par la volatilité moyenne qui lui correspond permet d'interpréter la variance conditionnelle (h_t) comme une volatilité désaisonnalisée.

7. Nous avons choisi $P = 4$ d'après le critère d'Akaike.

la moyenne des carrés des rendements observés à l'instant n_k du jour k ($k = 1$ correspond au lundi, $k = 5$ au vendredi); par exemple la valeur de mv_t pour le mardi à 12h est la moyenne des carrés des rendements observés les mardis à 12h pendant les six mois d'observation (c'est ce qu'on appelle calculer la moyenne en coupe transversale). Formellement,

$$mv_t = mv_{f(1,k,n_k)} = \frac{1}{S} \sum_{s=1}^S r_{f(s,k,n_k)}^2 \quad (5)$$

où S est le nombre de semaines disponibles dans l'échantillon observé (on suppose disposer de S semaines complètes du lundi au vendredi). L'indice t est défini comme fonction de k (l'indice du jour, variant de 1 à 5), et de n_k (l'indice de fin d'un intervalle de cinq minutes dans la journée, qui varie de 1 à 287 le lundi, de 1 à 264 le vendredi, et de 1 à 288 le mardi, le mercredi et le jeudi)⁸, par la fonction $t = f(1,k,n_k)$, définie par

$$f(s,k,n_k) = 1415(s-1) + 288(k-1) + n_k, \quad (6)$$

lorsque $s = 1$. Ainsi, dans l'équation (5), l'indice t varie de 1 à $287 + (3 \times 288) + 264 = 1415$ qui est le nombre d'intervalles de cinq minutes dans une semaine de cinq jours ouvrables. Par contre, en faisant varier s de 1 à 26, la fonction $f(s,k,n_k)$ prend les valeurs de 1 à 36 790 ($= 26 \times 1415$), ce qui permet d'utiliser les 26 rendements observés de la même tranche du jour k pour calculer la moyenne en coupe transversale.⁹ Notons que la série mv_t , pour t variant de 1 à 1415, est utilisée pour 'désaisonnaliser' le rendement $r_g = \ln(p_g/p_{g-1})$, où p_g est le cours de l'euro-dollar à l'instant g , en le divisant par la racine carrée de mv_t . Ceci définit le rendement standardisé q_g de l'équation (1). Comme g varie de 1 à 37 650, on utilise le fait que $g = 1415(s-1) + 288(k-1) + n_k$ pour une certaine valeur de s , k et n_k , afin d'identifier l'indice t de mv_t qui correspond à chaque g , autrement dit $t = f(1,k,n_k)$ est l'indice du diviseur de r_g pour calculer q_g .

La variable $x_{t,p}$ apparaissant dans la FFF de l'équation (4) est définie par

$$x_{t,p} = \frac{2\pi p n_k}{N_k} \text{ pour } n_k = 1, 2, \dots, N_k, \text{ et } k = 1, 2, \dots, 5, \quad (7)$$

où N_k désigne le nombre d'intervalles de temps par jour: $N_k = 288$ pour tous les jours ouvrables de la semaine, sauf pour le lundi ($N_1 = 287$) et le vendredi ($N_5 = 264$). De cette façon, à chaque valeur de l'indice t de $x_{t,p}$ correspond un jour de la semaine et une tranche de cinq minutes dans ce jour, par la relation $t = f(1,k,n_k)$.

Les variables $z_{t,j}$ de l'équation (4) correspondent aux neuf catégories d'annonce (j variant de 1 à 9). Elles mesurent le nombre d'annonces de type j survenant pendant la période d'observation (six mois) dans la tranche de cinq minutes correspondant à l'indice t . Par exemple, $z_{1,1}$ est le nombre d'annonces de chiffres américains positifs publiés le lundi entre 00h05 et 00h10 sur les six mois.

8. Le premier intervalle du lundi et les intervalles de 22h05 à 24h du vendredi sont supprimés pour des raisons expliquées dans la section 4.1.

9. En pratique, nous disposons de 37 650 observations, soit de 26 semaines complètes et d'une partie de la ving-septième semaine.

3.3 Activité et annonces

Afin de tester l'effet des événements sur l'activité du marché des changes, on régresse cette dernière sur les variables des annonces avec les trois fenêtres d'observation. La dynamique de l'activité est contrôlée par l'introduction d'un polynôme de retards. On introduit également la FFF pour capter les cycles intra-journaliers. L'équation s'écrit:

$$A(L)f_t = c_0 + \sum_{p=1}^P (\delta_{c,p} \cos x_{t,p} + \delta_{s,p} \sin x_{t,p}) + \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=1}^3 \eta_{j,\tau} d_{j,\tau,t} + \epsilon_t \quad (8)$$

où f_t désigne le niveau d'activité non désaisonnalisé et $A(L)$ le polynôme de retard (choisi d'ordre 8 après différents essais). Notons que f_t est observé toutes les cinq minutes pendant toutes les semaines de l'échantillon et que la variable $x_{t,p}$, définie pour la première semaine par l'équation (7), doit être répétée toutes les 1415 observations pour constituer une série de même longueur que f_t .

Si les annonces présentent un impact significatif sur l'activité, ceci corrobore les résultats de Melvin and Yin (2000) qui montrent que l'activité n'est pas auto-générée mais elle est plutôt sensible aux événements. Dans le cas contraire, on rejoint les conclusions de Lyons (1997) et Evans and Lyons (1999) qui considèrent que l'information publique présente un effet beaucoup moins important que les comportement des traders par rapport aux contrôle de leur positions et vis à vis des flux d'ordre collectés auprès de leur clientèle.

3.4 Volatilité réalisée et annonces

Une alternative à la modélisation de type GARCH de la volatilité consiste à modéliser la volatilité réalisée. Issue des travaux sur la finance continue (Merton, 1980) et popularisée par Taylor and Xu (1997) et Andersen and Bollerslev (1998a), la volatilité réalisée est une estimation de la volatilité qui ne dépend pas d'un modèle quelconque. Dans ce travail, nous calculons la volatilité réalisée sur une grille de temps dont les observations sont équidistantes d'une heure à partir des rendements (standardisés) à un horizon de temps de 15 minutes. L'utilisation des rendements standardisés a pour objectif d'éliminer le facteur saisonnier de la volatilité ainsi déterminée. Pour rappel la volatilité réalisée, mesurée au temps t , rv_t est définie par :

$$rv_t = \sum_{i=1}^n r_{i,t}^2 \quad (9)$$

où n représente le nombre d'observations équidistantes dans l'intervalle $[t-1, t]$ constituant la période d'intégration, et $r_{i,t}$ désigne le rendement standardisé à l'instant $t-1+\frac{i}{n}$ ($i = 1, \dots, n$) appartenant à l'intervalle $[t-1, t]$. Dans le cas présent, l'intervalle de $t-1$ à t correspond à 1 heure et est divisé en quatre parties ($n = 4$), de sorte que $r_{i,t}$ est le rendement sur 15 minutes. Vu que l'on travaille maintenant avec un pas de temps d'une heure (et non plus de cinq minutes comme précédemment) pour la mesure de la volatilité, nous devons redéfinir les 3 intervalles d'observation par rapport au moment d'une annonce. Ils deviennent: une heure avant l'annonce, une heure autour de l'annonce et une heure après l'annonce.

Les travaux d'Andersen, Bollerslev, Diebold, and Labys (1999a,1999b) indiquent qu'il est souhaitable de modéliser le logarithme naturel de la volatilité réalisée, càd $\ln rv_t$. En effet, le passage au logarithme naturel simplifie la modélisation car la distribution de cette nouvelle variable est proche d'une distribution normale mais elle suit cependant un processus de longue mémoire.¹⁰ Nous utilisons donc un modèle ARFIMA(0,d,0)¹¹, présenté par Ballie (1996), pour modéliser l'effet de longue mémoire. Comme précédemment, les variables annonces, activité et FFF sont ajoutées au modèle. La FFF est introduite dans ce cas pour tenir compte de la saisonnalité qui n'aurait pas été éliminée par la méthode de la moyenne. Le modèle à estimer est donc:

$$(1 - L)^d \ln rv_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=0}^2 \eta_{j,\tau} D_{j,\tau,t} + \phi as_{t-1} + \sum_{p=1}^P (\delta_{c,p} \cos y_{t,p} + \delta_{s,p} \sin y_{t,p}) + \epsilon_t \quad (10)$$

où as_t est le niveau d'activité désaisonnalisé. Les variables binaires des annonces $D_{j,\tau,t}$ correspondent aux mêmes catégories d'événements que dans les modèles précédents, sauf que la période de référence pour créer les variables des annonces est égale à une heure plutôt que cinq minutes. Il en est de même pour les fenêtres d'observation pour lesquelles $\tau = 0,1,2$ représente respectivement les annonces contemporaines, avancées et retardées d'une heure. La variable $y_{t,p}$ est égale à $2\pi p n_k / N_k$ et N_k désigne le nombre d'heures par jour: $N_k = 24$ pour tous les jours ouvrables de la semaine sauf pour le vendredi ($N_5 = 22$), et n_k prend les valeurs $1, 2, \dots, N_k$. L'expansion de la FFF est limitée à $P = 4$.

4 Description et traitement des données

Le marché des changes est un marché de teneurs de marché où cette devise est traitée de manière quasi-continue pendant les 24 heures de la journée, parfois simultanément et successivement dans différentes régions. Les centres les plus actifs sont ceux de New York, Londres, Frankfurt, Sydney, Tokyo et Hong Kong. Une description complète du fonctionnement du marché des changes est donnée dans Lyons (2001).

4.1 Les cours de change

Afin d'estimer les modèles présentés dans la section précédente, nous utilisons des données intra-journalières de haute fréquence. Il s'agit d'observations 'tick by tick' des cours pour une période de 6 mois, du 15 mai au 14 novembre 2001, soit 3 420 315 observations.¹² Les cours de change utilisés sont les cotations des banques market makers sur le marché euro/dollar américain et non les cours de transactions, lesquels ne sont pas disponibles dans les bases de données (telles que notre

10. D'après McLeod and Hipel (1978), un processus est de longue mémoire si la $\lim_{n \rightarrow \infty} \sum_{j=-n}^n |\rho_j|$ n'est pas finie (ρ_j étant le coefficient d'autocorrélation d'ordre j).

11. L'ordre du modèle a été choisi en fonction du critère d'Akaike.

12. Les données ont été fournies par "Olsen and Associates", localisé à Zurich.

base, fournie par Olsen and associates). Cependant, Danielsson and Payne (2002) ont montré que les caractéristiques de la série de cotations de cours de change, notamment le dollar US/mark, échantillonnée à une fréquence de cinq minutes, coïncident avec celles des séries des cours des transactions réelles. Les données ont été filtrées des erreurs d’affichage en appliquant le filtre¹³ de Dacorogna, Müller, Nagler, Olsen, and Pictet (1993). Les données sélectionnées et filtrées contiennent donc la date, le temps à la seconde en GMT,¹⁴ le cours indicatif d’achat et de vente, un code d’identification de la banque à l’origine des cotations et un chiffre indiquant le résultat du filtrage des données. Dans le cas où ce chiffre est supérieure à 0.5, la cotation est retenue sinon elle est rejetée. Le tableau 2 présente un extrait de notre base de données.

Les rendements sont calculés sur la base du prix moyen entre les cours acheteurs et vendeurs. On construit une grille pour chaque jour ouvrable de la semaine, grille qui comporte 288 intervalles de temps régulièrement espacés vu que la fréquence de mesure des rendements est de cinq minutes. Le nombre des observations sur l’ensemble de la grille est de 37 650. Dans le cas où la fréquence est de 15 minutes (nécessaire pour la construction des mesures de volatilité réalisée), le nombre des intervalles de la grille, par jour, devient 96 alors que le nombre des observations sur l’ensemble de la période d’étude est égal à 3 110. Pour chaque extrémité d’intervalle, on détermine le prix calculé comme une moyenne pondérée des prix moyens qui se situent juste avant et juste après la limite de l’intervalle. La pondération est fixée par l’inverse de la distance¹⁵ qui sépare chaque prix moyen de l’extrémité de l’intervalle. Ensuite, le rendement au temps t est défini comme la différence entre les logarithmes des prix moyen pondérés calculés aux deux extrémités de l’intervalle, càd de $t - 1$ à t , et multiplié par 10 000.¹⁶ Vu qu’il y a peu d’activité sur le marché à partir du vendredi soir et pendant tout le week end, on exclut tous les rendements calculés entre le vendredi 22h00 GMT et le dimanche 00h00 GMT. De plus, on élimine le premier rendement de chaque lundi afin d’éviter le facteur de biais généré par l’absence d’activité pendant le week end.

Le tableau 3 présente les quatre premiers moments des rendements des cours euro/dollar. La première ligne de ce tableau donne les caractéristiques des rendements bruts, tandis que la deuxième ligne présente les caractéristiques des rendements standardisés. On remarque que les moyennes sont quasi nulles et que les rendements standardisés présentent une légère asymétrie à droite et une distribution relativement leptokurtique mais beaucoup moins que les rendements non standardisés. La figure 1 illustre plus clairement les distributions des rendements. On observe une bien plus grande similitude entre la distribution des rendements standardisés et la loi normale réduite qu’entre cette dernière et la distribution des rendements bruts. En se référant au tableau 4, on peut observer l’existence d’une autocorrélation négative des rendements standardisés. Cette dernière a fait l’objet

13. Pendant les périodes de forte activité Dacorogna, Müller, Nagler, Olsen, and Pictet (1993) et Guillaume, Dacorogna, Davé, Müller, Olsen, and Pictet (1994) montrent que les traders n’ont pas assez de temps pour entrer leur cotations dans le système électronique de sorte qu’il peut y avoir un retard de mise à jour, de quelques secondes jusqu’à une ou plusieurs minutes.

14. Greenwich Mean Time.

15. Elle est mesurée par la durée entre l’extrémité de l’intervalle et l’instant de la cotation. Un exemple est fourni dans le tableau 2.

16. On a choisi ce multiplicateur car le marché des changes travaille avec 10 000 points de base.

d'interprétations diverses. Goodhart and Figliuli (1991) l'attribuent à la contrainte de contrôle des positions. Bollerslev and Domowitz (1993) rejoignent Lo and MacKinlay (1990) en affirmant que la construction non synchronisée des séries des prix sur les extrémités des intervalles constitue une explication plus raisonnable de cette autocorrélation négative. On constate, par ailleurs, que les coefficients d'autocorrélation sont statistiquement négligeables à partir du troisième retard, ce qui justifie le choix de l'équation (1).

4.2 La saisonnalité des annonces, de la volatilité et de l'activité

Les annonces ont été collectées à partir d'une page générale du marché monétaire diffusée sur le support d'information électronique Reuters. Sur cette page figure, outre le contenu de l'événement, la date et le temps de son annonce à une minute près. On trouve aussi un agenda dans lequel figurent la date et l'heure de certains événements qui vont être annoncés la semaine suivante. L'impact de ces derniers peut comporter une composante saisonnière déterministe et une composante stochastique. Cette dernière reflète l'effet de surprise quant au contenu de l'annonce par rapport à ce qui était attendu. La figure 2 présente la périodicité des annonces de quatre catégories d'événements planifiés dans un agenda. On remarque que les chiffres macro-économiques américains sont la plupart de temps annoncés à 12h30 et 14h00 GMT. L'annonce des chiffres macro-économiques européens est concentrée essentiellement autour de 7h30 et 10h00 GMT. Quant aux jours des annonces, le tableau 5 présente le nombre d'annonces par catégorie d'événements et par jour. Le nombre des annonces, au cours des 6 mois de l'étude, est égal à 1 040. On constate que 61% des événements relatifs aux chiffres macro-économiques américains sont annoncés à la fin de la semaine notamment les jeudis et les vendredis. Les chiffres macro-économiques européens sont annoncés en général tous les mercredis. On peut attendre par conséquent un effet saisonnier sur la volatilité qui serait généré par la régularité de ces annonces.

Comme indiqué ci-dessus, la devise euro/dollar est traitée de manière quasi-continue sur des marchés appartenant à des zones de temps différentes. En observant l'activité intra-journalière globale on peut déduire des périodes de haute et de faible activité. La figure 3 illustre la saisonnalité de la volatilité des rendements à cinq minutes. Il s'agit de la volatilité moyenne calculée en coupe transversale pour chaque intervalle de cinq minutes relatif aux jours ouvrables de la semaine.¹⁷ Elle présente une hausse après minuit à la suite de l'ouverture des marchés de Singapour et de Hong Kong, une heure après l'ouverture de celui de Tokyo et deux heures après Sidney. Autour de 4h une chute de la volatilité est observée, due aux temps de déjeuner dans les quatre grands centres financiers asiatiques. Ensuite, on observe un rebond dans la volatilité, rebond expliqué par la reprise de l'activité sur ces différents marchés jusqu'à atteindre un maximum local autour de 7h-8h suite à l'ouverture des marchés européens, notamment de Londres et Francfort, et la fermeture des marchés asiatiques. Cette hausse de la volatilité autour des heures d'ouverture et de fermeture confirme les conclusions d'Admati and Pfleiderer (1988) qui montrent que cette période de temps est caractérisée par une grande activité de telle sorte qu'elle attire les différents catégories de traders

17. La définition de cette volatilité est donnée par l'équation (5).

pour effectuer leur transactions. Lyons (1997) montre également que les traders doivent quotidiennement contrôler leurs positions à la fin des périodes de transaction. C'est pour cette raison que ces derniers accroissent leur activité pendant de courtes périodes précédant la fermeture et suivant l'ouverture du marché pour se débarrasser des positions risquées non désirées.

Le temps de midi en Europe provoque une baisse de la volatilité et une relative stabilité autour de 11h30. On observe ensuite un deuxième rebond à 12h qui provient de l'ouverture du marché de New York. Entre 12h et 16h la volatilité atteint son maximum global suite à l'activité simultanée des marchés américains et européens. On constate que ces deux marchés sont beaucoup plus actifs que l'ensemble des marchés asiatiques et australiens. Juste avant le temps de déjeuner à New York, illustré dans le graphique par la fin de la tendance baissière autour de 17h, on observe un choc de volatilité qui engendre une brève hausse de celle-ci, reflétant ainsi la fermeture des marchés européens. Il en va de même quant à l'augmentation de la volatilité vers 21h, temps de fin de la session du marché américain. Une courte période de stabilité est observée à partir de 21h jusqu'à l'ouverture du marché de Sidney et de Tokyo où on observe de nouveau un rebond de la volatilité.

On observe sur la figure 4 que la saisonnalité de la volatilité dépend du jour de la semaine: des chocs sont observés pour la plupart le mardi et mercredi autour de 8h, 10h et 16h30 (annonce des rapports sur les taux d'intérêt et chiffres européens), jeudi et vendredi autour de 12h, 12h30 et 16h30 (annonces des chiffres macro-économiques américains). Sur base de ce graphique, on peut intuitivement conclure qu'une partie de la saisonnalité de la volatilité est expliquée par la périodicité des annonces, notamment celles prévues dans un agenda économique.

Par ailleurs, cette figure montre également une hausse de la volatilité pendant de courtes périodes au début des séances de chaque lundi et pour tous les marchés.¹⁸ Cette augmentation de la volatilité durant les premières minutes des transactions de chaque début de semaine peut être attribuée à la contrainte de contrôle des positions. Les traders qui accumulent les ordres de leurs clients durant les dernières heures de la séance du vendredi et qui n'arrivent pas à trouver une contrepartie pour se débarrasser de leur positions sont obligés de garder ces dernières pendant le week-end.¹⁹ Pour minimiser le risque de change dû à ces positions ouvertes, ces traders essaient par conséquent d'exécuter leurs ordres sur le marché pendant les premières minutes d'ouverture de la séance matinale du lundi, en offrant des prix intéressants pour attirer un maximum de contrepartie et clôturer ainsi leurs positions.

En ce qui concerne l'activité intra-journalière des différents marchés actifs sur l'euro/dollar, la figure 5 illustre l'évolution moyenne de cette dernière durant les 24 heures de la journée. On remarque que l'effet jour de la semaine n'est pas aussi important pour les marchés européens et américains et qu'il est presque nul au niveau des marchés asiatiques. Le lundi est le jour le moins actif de la semaine. Ce graphique montre clairement la différence importante du niveau d'activité de

18. On observe des hausses de volatilité chaque lundi autour de 0h, 8h, 13h et 22h, respectivement les heures d'ouverture des marchés asiatiques, des marchés européens, des marchés américains et du marché australien.

19. Lyons (1997) décrit le mouvement de devises entre traders pour des fins de contrôle des positions comme des "hot potato trades".

l'euro/dollar entre les marchés asiatiques et les marchés américains et européens.

Les figures 6 et 7 présentent les autocorrélogrammes de la volatilité et de l'activité avant et après l'ajustement saisonnier. La désaisonnalisation est réalisée, dans les deux cas, en utilisant la méthode de la moyenne. Cette dernière est calculée en coupe transversale pour chaque intervalle sur toute la période d'étude. La méthode de désaisonnalisation par la moyenne est plus intéressante pour la volatilité que pour l'activité. En effet, la volatilité désaisonnalisée est relativement atténuée du phénomène cyclique mais elle garde l'effet autorégressif. Par contre, en dépit de l'ajustement réalisé, l'activité garde toujours une composante saisonnière, ce qui implique que la méthode de la moyenne est relativement inefficace pour désaisonnaliser l'activité. C'est pour cette raison que l'on a recours à la technique basée sur la FFF pour désaisonnaliser l'activité. Lorsque celle-ci est utilisée comme variable dépendante, comme dans l'équation (8).

5 Estimations et commentaires

5.1 Effet des annonces et de l'activité sur la volatilité

Le tableau 6 présente les résultats d'estimation de l'équation de la moyenne des rendements standardisés et de l'équation de la variance conditionnelle relative à l'EGARCH(2,2).²⁰ L'absence d'autocorrélation des résidus et la significativité des coefficients de l'équation de la moyenne confirment la bonne spécification du processus MA(2) pour modéliser les rendements standardisés. Quant aux coefficients de l'équation EGARCH, on observe la stationnarité de la variance conditionnelle ($\beta_1 + \beta_2 < 1$) et une non significativité des coefficients d'impact asymétrique (γ_i). Un choc négatif (sur les rendements désaisonnalisés) n'augmente dès lors pas la volatilité conditionnelle plus qu'un choc positif de même valeur absolue. On constate aussi que l'impact de l'ensemble des variables binaires relatives aux annonces est significatif, puisque la statistique de Wald pour la nullité de tous leurs coefficients se traduit par une P-valeur inférieure à 1% (statistique de Wald égale à 68.5, pour 27 restrictions).

Examinons tout d'abord l'impact des annonces prévues dans un agenda économique, càd celles dont la date et heure sont prévues à l'avance. Pour rappel, ces différentes annonces sont reprises dans le tableau 1. Selon les résultats du tableau 6, on observe un effet positif et significatif, sur la volatilité, des chiffres américains positifs (coefficient $\eta_{1,1}$) et négatifs (coefficient $\eta_{2,1}$) durant la période pré-annonce. Les anticipations sur l'annonce des chiffres négatifs entraînent une hausse de la volatilité des rendements de même ampleur que l'augmentation engendrée par les anticipations sur les chiffres positifs.²¹ Cependant, la volatilité baisse de manière significative 20 minutes après l'annonce des chiffres positifs ($\eta_{1,3}$ est significativement négatif) contrairement aux chiffres négatifs dont l'effet post-annonce est non

20. L'estimation a été réalisée par la méthode de quasi-maximum de vraisemblance (QML). L'ordre de l'EGARCH a été choisi de façon à éliminer l'autocorrélation dans la série des carrés des résidus standardisés.

21. L'hypothèse nulle de l'égalité entre ces deux coefficients n'est pas rejetée (P-valeur = 54%). De même, en terme d'effet global autour de l'annonce, les deux types d'annonces augmentent la volatilité du même ordre de grandeur: l'hypothèse $\eta_{2,1} + \eta_{2,2} + \eta_{2,3} = \eta_{1,1} + \eta_{1,2} + \eta_{1,3}$ n'est pas rejetée, avec une P-valeur égale à 24%.

significatif sur la volatilité ($\eta_{2,2}$ et $\eta_{2,3}$ ne sont pas significatifs). On peut relier ceci aux comportements des traders et à leurs anticipations face aux chiffres négatifs et positifs (Lyons, 1995 et 1997). Pour des raisons d'aversion au risque, les traders anticipant des chiffres négatifs ajustent leurs cotations en prenant des positions ouvertes avant l'annonce et clôturent ces positions dès qu'ils dépassent un certain seuil au niveau de leur résultats. Ils n'attendent donc pas que l'événement soit annoncé en vue d'éviter des éventuels sauts importants de prix qui iraient à l'encontre de leurs positions.²² En dépit de leur aversion au risque, les traders anticipant des chiffres positifs ajustent leurs prix avant l'annonce. Ce comportement pourrait être expliqué par le fait qu'ils essaient d'attirer un maximum de contreparties susceptibles de traiter avec eux pour réaliser plus de profit. Ces traders savent à l'avance que la réaction du reste des intervenants, suite à l'annonce des chiffres positifs, ne va pas causer une panique et une hétérogénéité des interprétations. La baisse de la volatilité, après l'annonce des chiffres positifs, pourrait être due à une homogénéité des interprétations des chiffres annoncés.

Les coefficients des chiffres macro-économiques européens sont significatifs dans la période pré-annonce ($\eta_{3,1}$) et celle juste après l'annonce ($\eta_{3,2}$). La volatilité augmente dans le premier cas et diminue dans le second. Elle revient quasiment à son niveau initial: la somme des $\eta_{3,\tau}$ n'est pas significativement différente de 0, avec une P-valeur de 71%. Il en va de même pour l'effet des déclarations et discours des hauts fonctionnaires de l'Etat ($\eta_{4,\tau}$) mais dans ce cas il y a un rebond de la volatilité dans la période post-annonce c'est à dire 20 minutes après l'annonce. Dans ce cas la volatilité ne revient pas à son état initial (la somme des $\eta_{4,\tau}$ est significativement différente de zéro, avec une P-valeur de 2.8 %). La hausse de la volatilité avant l'événement pourrait être justifiée également par l'intervention des traders anticipant ces annonces prévues. Cependant, la baisse de la volatilité juste après l'annonce pourrait être expliquée par une baisse momentanée d'asymétrie d'information entre les traders ou bien un 'temps mort' durant lequel les intervenants essaient d'interpréter le contenu de l'événement (Degennaro and Shrieves, 1997). Les chiffres européens sont souvent comparés à ceux imposés par le traité de Maastricht quant aux critères de convergence de chaque pays (critères relatifs au déficit budgétaire, à la dette publique, au taux d'inflation et au taux d'intérêt à long terme.). Le rebond final de la volatilité (20 minutes après l'annonce) montre l'importance des discours des hauts fonctionnaires de l'Etat, notamment les gouverneurs des banques centrales ainsi que les ministres des finances et de l'économie, sur le comportement du marché des changes.

Le point commun des événements évoqués ci-dessus est que leur date et heure d'annonce sont connues à l'avance. D'après nos résultats économétriques, on peut donc conclure que la plupart des annonces prévues entraînent une hausse de la volatilité des rendements de l'euro/dollar, en particulier dans la période pré-annonce, hausse principalement due aux prises de positions suite aux anticipations de certains traders. Notons également l'intervention possible, pendant cette même période de pré-annonce, d'une autre catégorie de traders qui sont caractérisés par un

22. Des sauts dans les cotations sont parfois observés sur le marché des changes, notamment suite à l'annonces de chiffres très négatifs. Ils sont générés par l'importance de la surprise et la vulnérabilité des différents intervenants sur le marché dont la réaction devient hétérogène et divergente.

niveau d'aversion au risque très élevé. Cette catégorie de traders préfèrent exécuter les ordres de leur clientèle avant l'annonce d'événements, afin d'éviter d'éventuels renversements de la tendance des cours de change (Lyons, 1991). Cependant, en terme d'effet total autour de l'annonce, la volatilité augmente à la suite des annonces des chiffres américains et des déclarations des hauts fonctionnaires. Par contre, elle revient en moyenne à son niveau initial (de 20 minutes avant l'annonce) lors de l'annonce des chiffres européens.

Considérons maintenant la catégorie d'annonces non prévues dans un agenda. L'annonce des rapports sur les taux d'intérêts engendre une hausse de la volatilité dans la période qui vient avant l'annonce ($\eta_{5,1}$). Le fait que cet événement n'est pas porté dans un agenda, n'empêche pas qu'il y a des anticipations sur l'annonce. En fait, l'annonce de cet événement se fait à une heure précise et souvent lors de jours bien particuliers de la semaine. Grâce à leur expérience de marché, certains traders prennent donc des positions en anticipation d'une hypothétique annonce et espèrent que leur anticipation coïncidera avec le contenu de l'annonce qui porte sur les taux d'intérêts. L'effet global des variables binaires de cette catégorie, mesuré par $\eta_{5,1} + \eta_{5,2} + \eta_{5,3}$, est estimé à la valeur de 0.11 (avec une P-valeur inférieure à 1%), ce qui indique que la volatilité augmente de façon importante par rapport au niveau qu'elle atteint avant l'annonce.

La hausse la plus élevée de la volatilité dans la période pré-annonce est causée par l'annonce des rumeurs d'intervention des banques centrales ($\eta_{8,1}$). Cette hausse intervient également avant l'annonce de cet événement, mais il ne s'agit pas, dans ce cas, d'un effet d'anticipation. Avant qu'elle ne soit annoncée par une agence spécialisée telle que Reuters, la rumeur circule pendant un certain temps d'un trader à l'autre jusqu'au moment où elle prend de l'ampleur et de l'importance. C'est à partir de cet instant que les agences spécialisées la prennent au sérieux et la communiquent au marché. C'est pendant cette circulation d'information que le marché réagit à la rumeur, à travers des ajustements de prix. Une fois la rumeur démentie, souvent juste avant ou après l'annonce, la volatilité se stabilise ou baisse ($\eta_{8,2}$, estimé à -0.57, est significativement négatif et contrecarre l'effet positif à 0.45 avant l'annonce).²³ Mais il est important de signaler que l'importance de cet événement montre l'ampleur de l'influence que peut créer l'intervention d'une banque centrale sur les intervenants du marché. Quant aux prévisions sur la situation économique menée par des organismes et instituts spécialisés ($\eta_{6,\tau}$), aux événements extra-ordinaires ($\eta_{9,\tau}$), ainsi qu'aux déclarations des membres de l'OPEP ($\eta_{7,\tau}$), en dépit de leur impact potentiel sur l'économie, ils n'ont pas un effet significatif sur la volatilité. De manière générale, les annonces non prévues, excepté celles relatives aux d'intérêt et interventions des banques centrales, ont donc peu d'influence sur la volatilité des rendements de l'euro/dollar.

Finalement, l'effet positif et significatif de l'activité désaisonnalisée et l'effet non significatif de l'activité moyenne impliquent que l'activité (ajustée de l'effet saisonnier) peut être considérée comme étant une proxy de l'information privée (Degennaro and Shrieves, 1997). La volatilité augmente dans une période caractérisée par un niveau d'activité élevé. Cette hausse est engendrée par l'asymétrie

23. L'effet total $\eta_{8,1} + \eta_{8,2} + \eta_{8,3}$ estimé est égal à -0.24 mais il n'est pas significativement différent de 0 (P-valeur de 0.95).

de l'information entre les traders. Chaque trader bénéficie en effet de l'information privilégiée relative aux ordres de sa propre clientèle avant de les exécuter (Lyons, 1997).

5.2 L'impact saisonnier des annonces sur la volatilité

Le tableau 7 présente les résultats de l'estimation de l'équation (4). Il s'agit de la régression de la volatilité moyenne (toutes les cinq minutes pendant une semaine) sur des variables cycliques qui viennent de la forme flexible de la transformée de Fourier, représentant des cycles intra-journaliers, et sur des variables mesurant la fréquence des annonces (dans chaque intervalle de cinq minutes). Les effets de ces dernières sur la volatilité moyenne constituent des chocs périodiques qui interviennent suivant les jours de la semaine. Tout d'abord, un test de Wald permet de conclure que l'hypothèse de nullité des neuf coefficients de ces variables est rejetée à un seuil très inférieur à 1% (statistique égale à 321).

De façon plus détaillée, le caractère significatif des coefficients des variables relatives aux annonces prévues, particulièrement les chiffres macro-économiques américains, les chiffres européens et les déclarations des hauts fonctionnaires de l'Etat, indique que ces événements ont un effet saisonnier sur la volatilité. Les annonces sur les taux d'intérêt ont aussi un effet périodique significatif, puisqu'elles interviennent à des heures précises lors de jours bien particuliers de la semaine. Ces résultats confirment ceux d' Andersen and Bollerslev (1998b) quant à l'effet saisonnier des événements dont la date et l'heure de l'annonce sont connues à l'avance. Les coefficients des paramètres de la FFF sont à peu d'exceptions près significatifs au seuil de 1%. Ces derniers captent une composante saisonnière de la volatilité autre que celle résultant des annonces périodiques. Il s'agit, entre autre, des effets de jour de la semaine, d'ouverture et de fermeture des marchés ainsi que le temps de déjeuner.

5.3 Effet des annonces sur l'activité

Les résultats de l'estimation de la régression de l'activité (toutes les cinq minutes pendant les six mois de notre échantillon) sur les variables binaires des annonces sont présentés dans le tableau 8. La majorité des coefficients du polynôme de retard autorégressif sont significatifs (au niveau de 1%).²⁴ La forme flexible de la transformée de Fourier capte également une part importante de la saisonnalité de telle sorte que les résidus de cette régression ne présentent plus d'autocorrélation de façon significative.

Quant aux effets des annonces sur l'activité, il apparaît que les coefficients des variables binaires des annonces sont significatifs conjointement au niveau de 1% (la statistique de rapport de vraisemblance vaut 64.2, pour 27 restrictions). On remarque que les effets significatifs (mais au seuil de 5%) sont ceux des chiffres américains négatifs ($\eta_{2,2}$) et des rapports sur les taux d'intérêt ($\eta_{5,2}$). Dans les deux cas, l'effet n'est présent que dans les cinq minutes qui suivent l'annonce. On

24. Les coefficients estimés de ce polynôme de retard ne sont pas présentés dans le tableau 8 pour des raisons d'espace, mais ils peuvent être fournis sur demande.

peut conclure que les flux d'ordre sont sensibles, pour une courte durée, à ces deux types d'annonces.

5.4 Effet des annonces sur la volatilité réalisée

Les résultats de l'estimation de l'effet des annonces sur la volatilité réalisée (calculée sur une grille dont les observations sont équidistantes d'une heure) sont présentés dans le tableau 9. La valeur significative du coefficient de différentiation fractionnaire $d = 0.16$ confirme que le logarithme de la volatilité réalisée est un processus à longue mémoire mais qui est stationnaire ($0 < d < 0.5$). Quant aux effets des annonces, on remarque qu'il n'y a aucun effet contemporain ($\eta_{j,0}$) significatif. Ceci s'explique par la limite de la méthode d'agrégation à une heure qui engendre une grande perte d'information autour de la période d'annonce. En outre, l'effet de l'ensemble des variables binaires est significatif au seuil de 10% (statistique de rapport de vraisemblance égale à 37.14, pour 27 restrictions).

En ce qui concerne les variables binaires non contemporaines, il y a sept coefficients significatifs dont un est relatif à une variable de période post-annonce ($\eta_{5,2}$), les six autres étant relatifs aux périodes pré-annonces ($\tau = 1$). La hausse de la volatilité pendant la période post-annonce des rapports sur les taux d'intérêt s'explique sans doute par une réaction d'agitation généralisée caractérisée par une importante divergence d'interprétation et une forte asymétrie d'information. La volatilité augmente une heure avant les annonces des chiffres positifs américains ($\eta_{1,1}$), des chiffres européens ($\eta_{3,1}$) et des rapports sur les taux d'intérêts ($\eta_{5,1}$). Par contre, elle baisse une heure avant les annonces relatives aux chiffres négatifs américains ($\eta_{2,1}$), aux discours et déclarations des membres de l'OPEP ($\eta_{7,1}$) et aux événements extra-ordinaires ($\eta_{9,1}$). En ce qui concerne ce dernier effet, il est difficile d'avoir une explication, vu le caractère hétérogène des événements exceptionnels. La chute de volatilité provoquée par les chiffres négatifs américains ($\eta_{2,1}$) pourrait être expliquée par une période d'attente, les traders souhaitant prendre des positions spéculatives. Pour des raisons d'aversion au risque, ces derniers préfèrent attendre la proximité immédiate de l'annonce, en se laissant une période plus courte pour intervenir, plutôt qu'une heure. L'activité (coefficient ϕ) génère quant à elle une hausse importante de la volatilité suite à l'accroissement des flux d'ordres entre les traders ou entre ces derniers et leur clientèle.

6 Conclusion

En utilisant des données de haute fréquence échantillonnées toutes les cinq minutes, nous estimons l'impact des annonces et de l'information privée sur la volatilité des rendements de l'euro/dollar. Nous distinguons les annonces prévues, c'est-à-dire celles dont l'heure et le jour sont connus à l'avance, des annonces non prévues. L'information privée est mesurée par le niveau d'activité désaisonnalisé.

Les résultats des estimations d'un modèle EGARCH et d'un modèle de volatilité réalisée présentent un ensemble de points communs, bien qu'ils soient relatifs à deux pas d'échantillonnage distincts (respectivement cinq minutes et une heure). En particulier, les annonces prévues engendrent une hausse de la volatilité dans la période pré-annonce (qui va de quinze à soixante minutes selon le type de modèle

envisagé). Cette hausse de volatilité dans la période pré-annonce est nettement moins marquée pour les annonces non prévues, exception faite des déclarations concernant les taux d'intérêt et les rumeurs d'intervention de banques centrales. Les résultats obtenus montrent que la volatilité augmente un peu avant l'annonce d'événements prévus et de ceux dont la date d'annonce est périodique (cas des taux d'intérêt). Cela implique que ce genre d'événements attire les traders souhaitant spéculer sur base de leurs anticipations. De manière générale, il y a relativement peu de réaction de la volatilité de l'euro/dollar dans la période post-annonce. En effet, pour la plupart des annonces considérées dans ce travail, les périodes post-annonce ne sont pas accompagnées d'une augmentation ou d'une diminution significative de la volatilité.

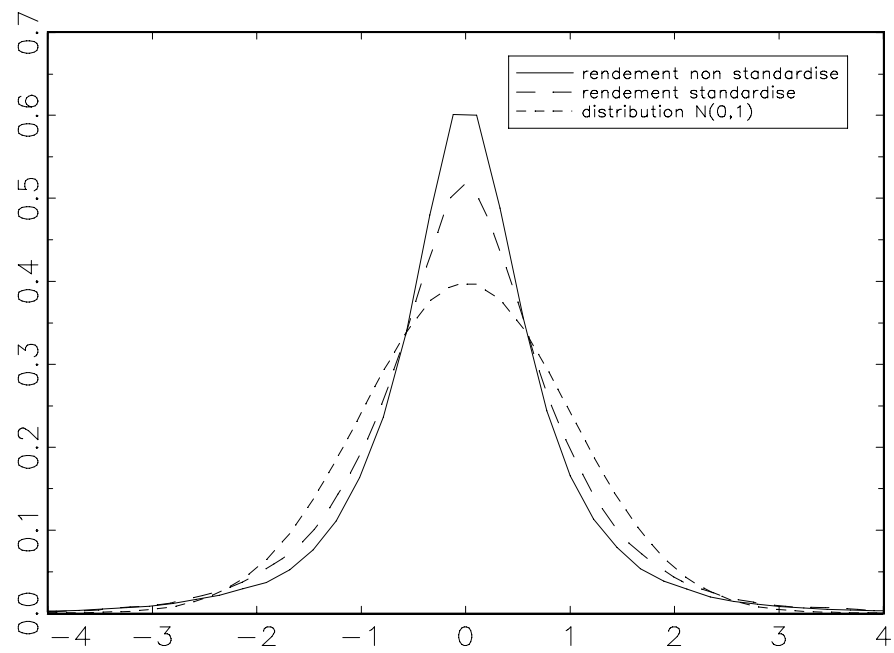
En résumé, d'une part, l'annonce périodique d'événements entraîne une hausse systématique de la composante saisonnière de la volatilité de l'euro/dollar. D'autre part, l'ajustement de la composante stochastique de la volatilité par rapport aux annonces semble suivre le schéma suivant: (1) augmentation de la volatilité avant l'annonce, suite aux spéculations de certaines traders, à la présence d'information privée, ou à la clôture de positions existantes; (2) suite de l'ajustement de la volatilité dans la période contemporaine à l'annonce; (3) relativement peu de réaction de la volatilité durant la période post-annonce. De plus, la volatilité de l'euro/dollar est significativement et positivement liée au niveau d'activité du marché purgé de sa composante saisonnière. Ceci confirme l'importance de l'information privée implicite dans les flux d'ordres entre les traders et leur clientèle, et entre les traders eux-mêmes, sur la volatilité.

Références

- ADMATI, A., AND P. PFLEIDERER (1988): "A theory of intraday patterns: volume and price variability," *The Review of Financial Studies*, 1, 3–40.
- ANDERSEN, T., AND T. BOLLERSLEV (1996): "Heterogeneous information arrivals and returns volatility dynamics: uncovering the long-run in high frequency rendements," NBER Working paper 5752.
- (1998a): "Answering the skeptics: yes, standard volatility models do provide accurate forecasts," *International Economic Review*, 39, 885–905.
- (1998b): "Deutsche mark-dollar volatility: intraday volatility patterns, macroeconomic announcements and longer run dependencies," *The Journal of Finance*, 1, 219–265.
- ANDERSEN, T., T. BOLLERSLEV, F. DIEBOLD, AND P. LABYS (1999b): "The distribution of exchange rate volatility," NBER Working paper 6961.
- (1999a): "Realized volatility and correlation," Working paper, Duke University.
- ANDERSEN, T., T. BOLLERSLEV, F. DIEBOLD, AND C. VEGA (2002): "Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange," NBER Working paper 8959.
- BALLIE, R. (1996): "Long memory processes and fractional integration in econometrics," *Journal of Econometrics*, 73, 5–59.

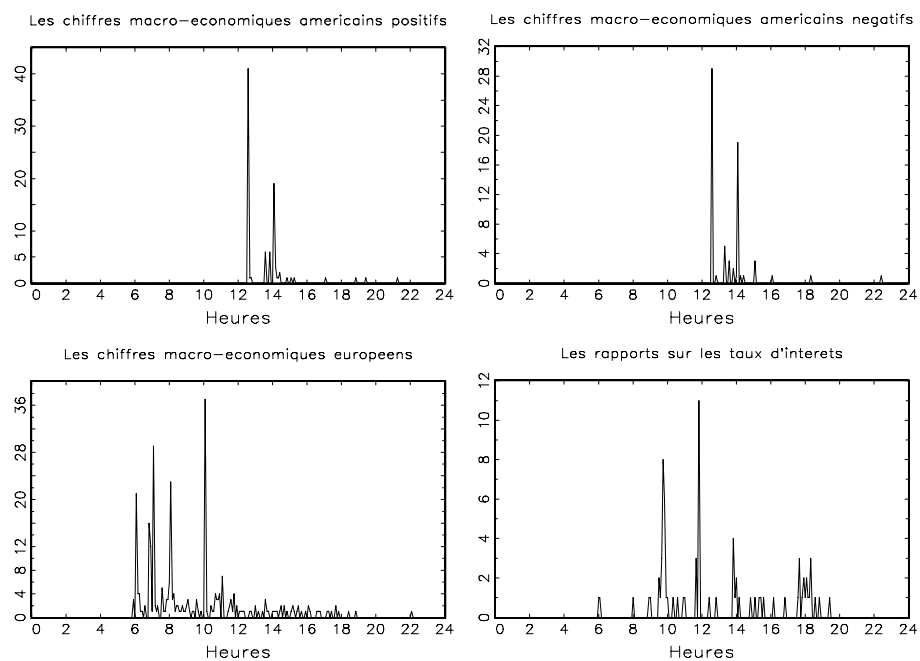
- BOLLERSLEV, T., AND I. DOMOWITZ (1993): "Trading patterns and prices in the inter-bank foreign exchange market," *The Journal of Finance*, 4, 1421–1443.
- CAI, J., Y. CHEUNG, R. LEE, AND M. MELVIN (2001): "Once in a generation yen volatility in 1998: fundamentals, intervention and order flow," *Journal of International Money and Finance*, 20, 327–347.
- DACOROGNA, M., U. MÜLLER, R. NAGLER, R. OLSEN, AND O. PICTET (1993): "A geographical model for the daily and weekly seasonal volatility in the foreign exchange market," *Journal of International Money and Finance*, 12, 413–438.
- DANIELSSON, J., AND R. PAYNE (2002): "Real trading patterns and prices in the spot foreign exchange markets," *Journal of International Money and Finance*, 21, 203–222.
- DEGENNARO, R., AND R. SHRIEVES (1997): "Public information releases, private information arrival and volatility in the foreign exchange market," *Journal of Empirical Finance*, 4, 295–315.
- EDDELBÜTTEL, D., AND T. MCCURDY (1998): "The impact of news on foreign exchange rates: evidence from high frequency data," Working paper, University of Toronto.
- EVANS, M., AND R. LYONS (1999): "Order flow and exchange rate dynamics," Berkeley Working paper.
- GLOSTEN, L., AND P. MILGROM (1985): "Bid ask and transaction prices in a specialist market with heterogeneously informed traders," *Journal of Financial Economics*, 13, 71–100.
- GOODHART, C., AND L. FIGLIULI (1991): "Every minute counts in financial markets," *Journal of International Money and Finance*, 10, 23–52.
- GUILLAUME, D., M. DACOROGNA, R. DAVÉ, U. MÜLLER, R. OLSEN, AND O. PICTET (1994): "From the bird's eye to the microscope: a survey of new stylized facts of the intra-day foreign exchange markets," Olsen and Associates manuscript.
- KYLE, A. (1985): "Continuous auction and insider trading," *Econometrica*, 53, 1315–1336.
- LO, A., AND A. MACKINLAY (1990): "An econometric analysis of nonsynchronous trading," *Journal of Econometrics*, 45, 181–211.
- LYONS, R. (1991): "Private beliefs and information externalities in the foreign exchange market," NBER Working Paper 3889.
- (1995): "Tests of microstructural hypotheses in the foreign exchange market," *Journal of Financial Economics*, 39, 321–351.
- (1997): "A simultaneous trade model of the foreign exchange hot potato," *Journal of International Economics*, 45, 181–211.
- (2001): *The microstructure approach to exchange rates*. MIT Press.
- MCLEOD, A., AND K. HIPEL (1978): "Preservation of the rescaled adjusted range, 1: a reassessment of the hurst phenomenon," *Water Resources Research*, 14, 491–508.
- MELVIN, M., AND X. YIN (2000): "Public information arrival, exchange rate volatility and quote frequency," *The Economic Journal*, 110, 644–661.

- MERTON, R. (1980): "On estimating the expected return on the market. An exploratory investigation," *Journal of Financial Economics*, 8, 323–361.
- NELSON, D. (1990): "Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach," *Econometrica*, 59, 347–370.
- RIME, D. (2000): "Private or public information in foreign exchange market? an empirical analysis," University of Oslo, Memorandum 14.
- TAYLOR, S., AND X. XU (1997): "The incremental volatility information in one million foreign exchange quotations," *Journal of empirical Finance*, 4, 314–340.



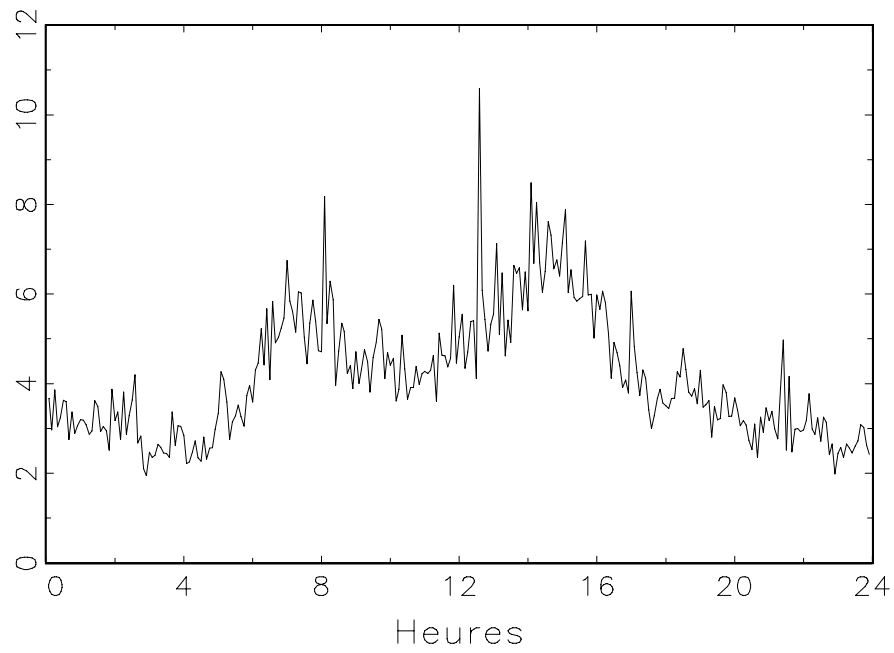
Les densités des rendements ont été estimées par la méthode du noyau. Elles sont centrées et réduites.

FIG. 1 – *Densités des rendements et loi normale réduite*



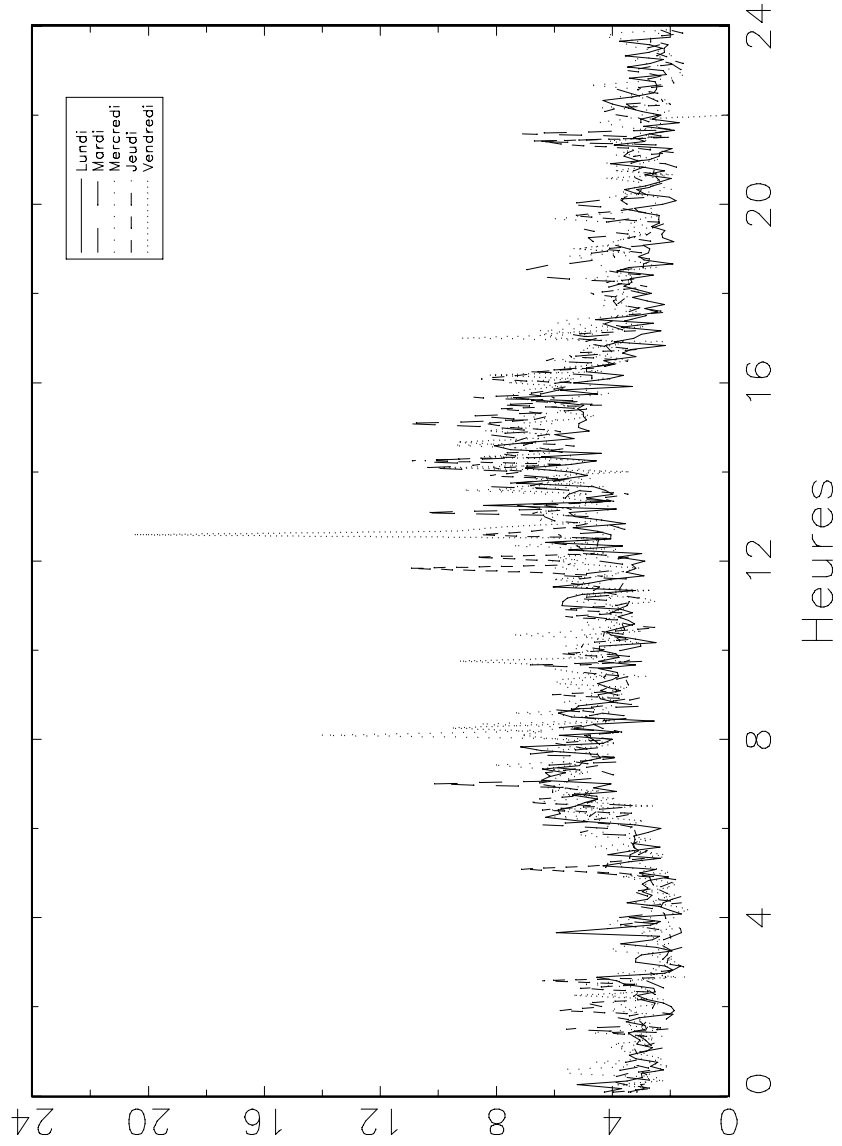
En ordonnée: le nombre d'annonces sur la période du 15 mai au 14 novembre 2001.

FIG. 2 – *Les horaires d'annonce de 4 catégories d'événements*



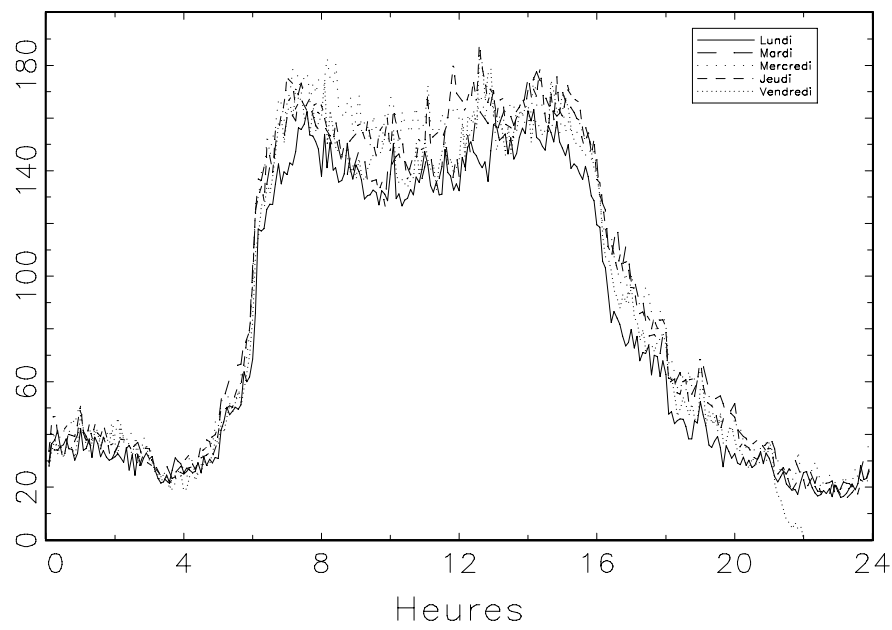
Ce graphique montre la racine carrée de la volatilité moyenne (mv_t) calculée selon l'équation (5) en supposant que les jours de la semaine ont le même profil saisonnier. En ordonnée, l'unité est celle des rendements.

FIG. 3 – *Racine carrée de la volatilité moyenne intra-journalière*



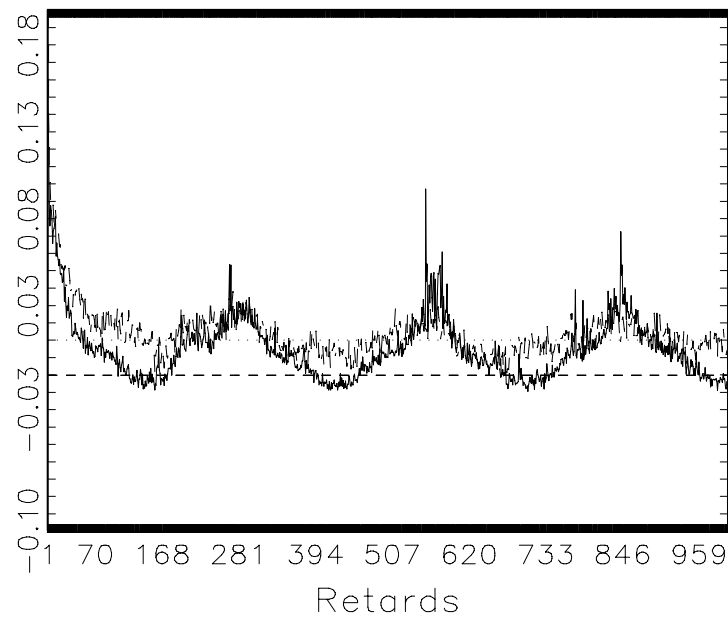
Ce graphique montre les racines carrées des volatilités moyennes de chaque jour, calculées selon l'équation (5), en supposant un profil saisonnier différent pour chaque jour de la semaine. En ordonnée, l'unité est celle du rendement.

FIG. 4 – *Racine carrée de la volatilité moyenne intra-journalière de chaque jour de la semaine*



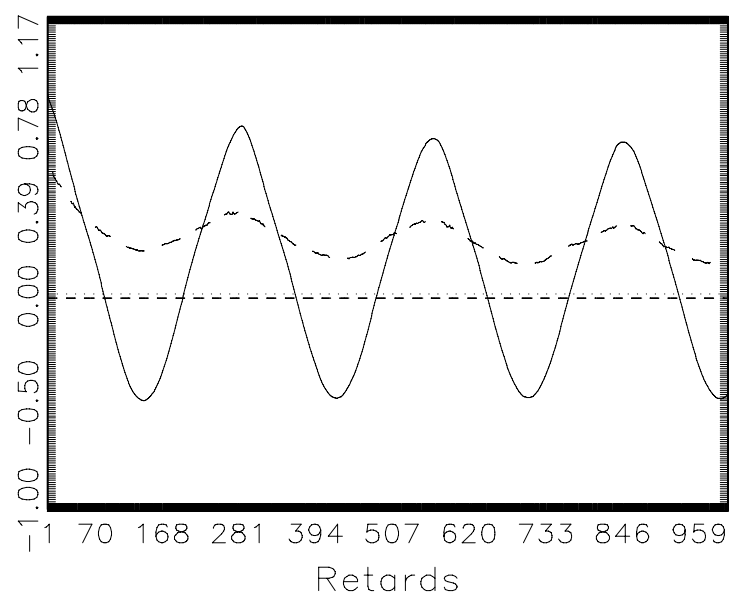
Ce graphique montre les courbes d'activité moyenne (am_t) utilisées dans l'équation (3), en supposant un profil saisonnier différent pour chaque jour de la semaine. En ordonnée, l'unité est le nombre de cotations.

FIG. 5 – *Activité moyenne intra-journalière pour chaque jour de la semaine*



Les courbes continue et discontinue présentent les autocorrélogrammes de la volatilité avant et après l'ajustement saisonnier par la méthode de la moyenne.

FIG. 6 – *Autocorrélogramme de la volatilité avant et après l'ajustement saisonnier*



Les courbe continue et discontinue présentent les autocorrélogrammes de l'activité avant et après l'ajustement saisonnier par la méthode de la moyenne.

FIG. 7 – *Autocorrélogramme de l'activité avant et après l'ajustement saisonnier*

TAB. 1 – *Catégories d'événements*

Evénement prévus dans un agenda		
1 et 2-Les chiffres macro-économiques américains	Positifs	Négatifs
	$\eta_{1,\tau}$	$\eta_{2,\tau}$
Le rapport sur l'emploi	-	+
Indice de l'ISM (ex NAPM)	+	-
Les ventes en gros	+	-
Produit intérieur brut	+	-
Indice des prix à la production	-	+
Les ventes de détail	+	-
Le commencement des constructions des maisons	+	-
Indice de confiance des consommateurs	+	-
Indice des prix à la consommation	-	+
Les dépenses de construction	+	-
Les ventes de voitures	+	-
Les stocks de produits	-	+
Les maisons achevées	+	-
Les prix à l'importation	-	+
Le déficit courant de la balance des paiements	-	+
La production non agricole	+	-
Les revenu individuels	+	-
L'épargne réelle	+	-
Les ventes de maisons	+	-
3-Les chiffres macro-économiques européens	$\eta_{3,\tau}$	
4-Les déclarations de hauts fonctionnaires de l'Etat et ceux des organismes gouvernementaux	$\eta_{4,\tau}$	
Evénements non prévus dans un agenda		
5-Les rapports sur les taux d'intérêt américains et européens	$\eta_{5,\tau}$	
6-Les prévisions sur la situation économique menée par des organismes et instituts spécialisés	$\eta_{6,\tau}$	
7-Les déclarations des membres de l'OPEP	$\eta_{7,\tau}$	
8-Les rumeurs d'intervention des banques centrales	$\eta_{8,\tau}$	
9-Autres événements importants	$\eta_{9,\tau}$	

- Les événements sont collectés à partir d'une page spécialisée du marché monétaire (terminal Reuters).
- On distingue les chiffres américains dits positifs et négatifs en faisant la différence entre valeurs attendues et réalisées. Dans le cas où la réalisation est supérieure aux attentes alors qu'il s'agit d'un chiffre qui contribue à la croissance de l'économie, l'annonce correspondante est classée comme positive (+). Si le chiffre en question contribue à l'inflation ou au ralentissement de l'économie, il est dans ce cas considéré comme négatif (-). Les valeurs attendues figurent dans un agenda publié périodiquement, par Reuters, quelques jours avant l'annonce.
- Le rapport sur l'emploi comporte essentiellement l'évolution du taux de chômage.
- ISM est l'abréviation de Institute of supply management, ex NAPM, National Association of Purchasing Management. Il constitue un indice composite d'activité établi par le groupement national des directeurs d'achat des entreprises manufacturières américaines.
- Le symbole $\eta_{j,\tau}$ désigne le coefficient de la variable binaire $d_{j,\tau}$ dans les équations des tableaux 6, 8, 9. Dans le tableau 7, le coefficient est appelé η_j .

TAB. 2 – *Extrait de la base de données d'Olsen and Associates*

Date	Heure	Bid	Ask	Banque	Filtre
06.11.2001	11:44:43	0.89720	0.89740	UBS	1
06.11.2001	11:44:48	0.89720	0.89750	SAMH	0.98598
06.11.2001	11:44:51	0.89710	0.89750	OHVA	0.97472
06.11.2001	11:44:54	0.89730	0.89750	UBS	1
<i>06.11.2001</i>	<i>11:44:55</i>	<i>0.89720</i>	<i>0.89740</i>	<i>UBS</i>	<i>1</i>
<i>06.11.2001</i>	<i>11:45:06</i>	<i>0.89720</i>	<i>0.89760</i>	<i>OKOH</i>	<i>0.98337</i>
06.11.2001	11:45:13	0.89710	0.89810	SHKH	0.98621
06.11.2001	11:45:16	0.89730	0.89750	UBS	1
06.11.2001	11:45:18	0.89720	0.89760	BARL	0.98998
06.11.2001	11:45:21	0.89700	0.89760	OHVA	0.99117

Calcul du prix interpolé à 11:45:00:

-prix moyen précédent le plus proche: $(0.8972+0.8974)/2 = 0.8973$

-distance par rapport à 11h45: 5 secondes

-prix moyen suivant le plus proche: $(0.8972+0.8976)/2=0.8974$

-distance par rapport à 11h45: 6 secondes

-prix interpolé: $(\frac{0.8973}{5} + \frac{0.8974}{6})/(\frac{1}{5} + \frac{1}{6}) = 0.89735$

La dernière colonne contient les résultats du filtre de Dacorogna et al. (1993).

Une cotation n'est retenue que si son filtre est supérieur à 0.5.

TAB. 3 – *Moments des rendements euro/dollar*

	Moyenne	Ecart-Type	Coefficient d'asymétrie	Coefficient de kurtose
Rendements	0.007	4.410	0.340	15.190
Rendements standardisés	0.0006	1.00	0.025	4.720

La standardisation se fait en divisant le rendement par la racine carrée de la volatilité moyenne des rendements (voir la section 3.1). Les rendements sont multipliés par 10 000. Le nombre d'observation est 37 650, et la période d'observation s'étend du 15 mai au 14 novembre 2001.

TAB. 4 – *Coefficients d'autocorrélation des rendements standardisés*

Retard	Autocorrélation	Q-Stat	Q-Stat/ $\chi^2(0.05)$
1	-0.1200	552.70	143.88
2	-0.027	579.79	96.77
3	-0.0011	579.83	74.20
4	-0.0007	579.86	61.12
5	-0.0029	580.17	52.41
6	-0.0118	585.45	46.50
7	0.0084	588.09	41.81
8	-0.0036	588.58	37.96
9	0.0028	588.87	34.81
10	-0.0015	588.95	32.17

Pour des informations sur les données, voir le tableau 2.

TAB. 5 – *Fréquences journalières des annonces*

Catégories	Lundi		Mardi		Mercredi		Jeudi		Vendredi		Total
	Tot	%	Tot	%	Tot	%	Tot	%	Tot	%	Total
d1	11	12.5	13	14.77	12	13.64	23	26.14	29	32.95	88
d2	5	7.25	12	17.39	8	11.59	25	36.23	19	27.54	69
d3	42	14.05	68	22.74	76	25.42	59	19.73	54	18.06	299
d4	45	21.74	39	18.84	46	22.22	41	19.81	36	17.39	207
d5	21	25.93	27	33.33	13	16.05	15	18.52	5	6.17	81
d6	24	26.66	16	17.77	25	27.77	14	15.55	11	12.22	90
d7	21	21.21	17	17.17	24	24.24	19	19.19	18	18.18	99
d8	5	41.66	1	8.33	2	16.66	2	16.66	2	16.66	12
d9	22	23.16	14	14.74	20	21.05	24	25.26	15	15.79	95
Total	196	18.85	207	19.90	226	21.73	222	21.35	189	18.17	1040

d1: chiffres macro-économiques américains positifs; **d2**: chiffres macro-économiques américains négatifs; **d3**: chiffres macro-économiques européens; **d4**: déclarations de hauts fonctionnaires de l'Etat et des organismes gouvernementaux; **d5** rapports sur les taux d'intérêt américains et européens; **d6**: prévisions sur la situation économique menée par des organismes et instituts spécialisés; **d7**: déclarations des membres de l'OPEP; **d8**: rumeurs d'intervention des banques centrales; **d9**: autres événements importants.

TAB. 6 – Résultats de l'estimation des équations (1)-(3)

$$q_t = \theta_0 + u_t + \rho_1 u_{t-1} + \rho_2 u_{t-2} \quad (1)$$

$$u_t = \sqrt{h_t} \epsilon_t \quad (2)$$

$$\ln h_t = \omega + \sum_{i=1}^2 (\beta_i \ln h_{t-i} + \alpha_i \left[\left| \epsilon_{t-i} \right| - \sqrt{2/\pi} \right] + \gamma_i \epsilon_{t-i}) \quad (3)$$

$$+ \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=1}^3 \eta_{j,\tau} d_{j,\tau,t} + \phi as_{t-1} + \delta am_{t-1}$$

Coefficient	Estimation	P-Valeur (en %)	Coefficient	Estimation	P-Valeur (en %)
θ_0	0.003	41	ρ_1	-0.133**	0.0
ρ_2	-0.027**	0.0	ω	-0.059**	0.0
α_1	0.294**	0.0	$\eta_{5,1}$	0.169**	0.0
α_2	-0.022**	0.0	$\eta_{5,2}$	0.009	88
γ_1	-0.001	74	$\eta_{5,3}$	-0.064	31
γ_2	0.005	39	$\eta_{6,1}$	-0.062	25
β_1	1.322**	0.0	$\eta_{6,2}$	0.018	83
β_2	-0.346**	0.0	$\eta_{6,3}$	0.024	71
$\eta_{1,1}$	0.137**	0.1	$\eta_{7,1}$	-0.070*	8.8
$\eta_{1,2}$	0.038	59	$\eta_{7,2}$	0.055	37
$\eta_{1,3}$	-0.116**	4.3	$\eta_{7,3}$	0.037	48
$\eta_{2,1}$	0.177**	0.0	$\eta_{8,1}$	0.453**	1.2
$\eta_{2,2}$	-0.027	73	$\eta_{8,2}$	-0.570**	2.0
$\eta_{2,3}$	-0.029	66	$\eta_{8,3}$	-0.124	52
$\eta_{3,1}$	0.088**	0.1	$\eta_{9,1}$	0.070	16
$\eta_{3,2}$	-0.081**	2.5	$\eta_{9,2}$	0.099	18
$\eta_{3,3}$	-0.001	96	$\eta_{9,3}$	-0.051	37
$\eta_{4,1}$	0.064*	7.1	ϕ	0.005**	0.0
$\eta_{4,2}$	-0.101*	6.4	δ	0.000	96
$\eta_{4,3}$	0.082*	5.5			
Nombre d'obs.	37 650			$W(\eta_{j,\tau} = 0)$	68.5**
j	1	2	12	24	
$Q(j)$	1.17	1.46	11.00	22.28	
$Q^2(j)$	1.26	2.76	8.83	24.20	

** et * désignent respectivement la significativité à 5% et à 10%. $W(\eta_{j,\tau} = 0)$ désigne la statistique de Wald pour l'hypothèse de nullité des 27 coefficients $\eta_{j,\tau}$. $Q(j)$ et $Q^2(j)$ sont les statistiques de Ljung-Box d'ordre j respectivement des résidus standardisés et de leurs carrés. Les ordres de retards 12 et 24 sont relatifs à une et à deux heures.

Variables des équations (1)-(3): q_t est le rendement standardisé (multiplié par 10 000); $d_{j,\tau,t}$ est une variable binaire qui représente l'événement j annoncé durant la période τ et relatif à l'intervalle de temps t (de 5 minutes); as_t est le niveau d'activité désaisonnalisé et am_t l'indice saisonnier de l'activité.

La méthode d'estimation est celle du quasi maximum de vraisemblance.

TAB. 7 – Résultats de l'estimation de l'équation (4)

$$mv_t = c_0 + \beta mv_{t-1} + \sum_{p=1}^4 (\delta_{c,p} \cos x_{t,p} + \delta_{s,p} \sin x_{t,p}) + \sum_{j=1}^9 \eta_j z_{t,j} + \alpha \epsilon_{t-1} + \epsilon_t \quad (4)$$

Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)	Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)
c_0	18.39**	0.0			
β	0.85**	0.0			
α	-0.69**	0.0	η_1	7.59**	0.0
$\delta_{c,1}$	-10.97**	0.0	η_2	4.41**	0.1
$\delta_{c,2}$	-1.17	30	η_3	1.30**	0.9
$\delta_{c,3}$	4.89**	0.0	η_4	-2.68**	1.3
$\delta_{c,4}$	-2.67**	0.9	η_5	3.36**	0.0
$\delta_{s,1}$	-3.75**	0.0	η_6	-1.66	30
$\delta_{s,2}$	2.97**	0.7	η_7	-0.54	73
$\delta_{s,3}$	-2.71**	1.2	η_8	-1.07	80
$\delta_{s,4}$	2.08**	4.4	η_9	3.11	4.0
Nombre d'obs.	1 415	R^2	0.39	$W(\eta_j = 0)$	321**
j	1	2	12	24	
$Q(j)$	0.88	1.04	22.75	42.85	

** et * désignent respectivement la significativité à 5% et à 10%. $W(\eta_j = 0)$ désigne la statistique de Wald pour l'hypothèse de nullité des 9 coefficients η_j . $Q(j)$ désigne la statistique de Ljung-Box d'ordre j des résidus.

Variables de l'équation (4): mv_t désigne la volatilité moyenne pour chaque intervalle de temps t (voir section 3.2); $z_{t,j}$ est le nombre de fois qu'une annonce d'un événement de type j est recensée pendant les cinq minutes précédant l'indice t ; $x_{t,p} = 2\pi p n_k / N_k$ où $k = 1 \dots 5$, N_k est le nombre d'intervalles de temps par jour (287 le lundi, 264 le vendredi, 288 les autres jours ouvrables de la semaine), et $n_k = 1 \dots N_k$.

La méthode d'estimation est celle du quasi-maximum de vraisemblance.

TAB. 8 – Résultats de l'estimation de l'équation (8)

$$A(L)f_t = c_0 + \sum_{p=1}^8 (\delta_{c,p} \cos x_{t,p} + \delta_{s,p} \sin x_{t,p}) + \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=1}^3 \eta_{j,\tau} d_{j,\tau,t} + \epsilon_t \quad (8)$$

Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)	Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)
c_0	2.61	0.	$\eta_{2,3}$	2.66	38
$\delta_{c,1}$	-2.08**	0.0	$\eta_{3,1}$	-0.99	51
$\delta_{c,2}$	-0.04	80	$\eta_{3,2}$	-0.24	87
$\delta_{c,3}$	0.33*	6.8	$\eta_{3,3}$	-1.42	34
$\delta_{c,4}$	3.08**	0.0	$\eta_{4,1}$	0.57	74
$\delta_{c,5}$	0.32**	3.4	$\eta_{4,2}$	-0.24	89
$\delta_{c,6}$	-1.38**	0.0	$\eta_{4,3}$	-0.52	79
$\delta_{c,7}$	0.94**	0.0	$\eta_{5,1}$	-3.90*	9.9
$\delta_{c,8}$	1.36**	0.0	$\eta_{5,2}$	6.23**	3.6
$\delta_{s,1}$	5.20**	0.0	$\eta_{5,3}$	1.80	55
$\delta_{s,2}$	-0.56**	0.0	$\eta_{6,1}$	0.26	92
$\delta_{s,3}$	-3.74**	0.0	$\eta_{6,2}$	-1.38	57
$\delta_{s,4}$	2.09**	0.0	$\eta_{6,3}$	-2.13	48
$\delta_{s,5}$	2.14**	0.0	$\eta_{7,1}$	-2.10	38
$\delta_{s,6}$	-1.31**	0.0	$\eta_{7,2}$	-1.53	37
$\delta_{s,7}$	-0.31*	5.6	$\eta_{7,3}$	-2.68	22
$\delta_{s,8}$	0.87**	0.0	$\eta_{8,1}$	-0.51	91
$\eta_{1,1}$	4.35*	6.7	$\eta_{8,2}$	-4.32	54
$\eta_{1,2}$	3.46	25	$\eta_{8,3}$	1.27	84
$\eta_{1,3}$	-1.26	67	$\eta_{9,1}$	0.11	96
$\eta_{2,1}$	0.70	83	$\eta_{9,2}$	-1.26	61
$\eta_{2,2}$	9.42**	1.3	$\eta_{9,3}$	-2.32	27
Nombre d'obs.	37 650	R^2	0.91	$LR(\eta_{j,\tau} = 0)$	64.2**
j	1	2	12	24	
$Q(j)$	0.002	0.03	2.90	39.16	

** et * désignent respectivement la significativité à 5% et à 10%. $LR(\eta_{j,\tau} = 0)$ désigne la statistique de rapport de vraisemblance pour l'hypothèse de nullité des 27 coefficients $\eta_{j,\tau}$. $Q(j)$ désigne la statistique de Ljung-Box d'ordre j des résidus.

Variables de l'équation (8): f_t est le niveau d'activité non désaisonnalisé; $d_{j,\tau,t}$ est une variable binaire qui représente l'événement j annoncé durant la période τ et relatif à l'intervalle de temps t (de 5 minutes); $x_{t,p} = 2\pi p n_k / N_k$ où $k = 1 \dots 5$, N_k est le nombre d'intervalles de temps par jour (287 le lundi, 264 le vendredi, 288 les autres jours ouvrables de la semaine), et $n_k = 1 \dots N_k$ (voir section 3.3).

La méthode d'estimation est celle des moindres carrés ordinaires avec les erreurs standards de Newey-West HAC. Dans ce tableau, on ne présente pas les coefficients estimés des paramètres de $A(L)$, polynôme de retard d'ordre 8.

TAB. 9 – Résultats de l'estimation de l'équation (10)

$$(1 - L)^d \ln rv_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^9 \sum_{\tau=0}^2 \eta_{j,\tau} D_{j,\tau,t} + \phi as_{t-1} + \sum_{p=1}^8 (\delta_{c,p} \cos y_{t,p} + \delta_{s,p} \sin y_{t,p}) + \epsilon_t \quad (10)$$

Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)	Coefficient	Estimation	P-Valeur (en%)
α_0	0.16	0.0	$\eta_{5,1}$	0.08**	0.1
d	0.16	0.0	$\eta_{5,2}$	0.10**	4.6
$\eta_{1,0}$	0.01	73	$\eta_{6,0}$	-0.004	87
$\eta_{1,1}$	0.10**	0.0	$\eta_{6,1}$	0.03	30
$\eta_{1,2}$	-0.04	40	$\eta_{6,2}$	0.01	86
$\eta_{2,0}$	-0.01	77	$\eta_{7,0}$	0.005	84
$\eta_{2,1}$	-0.07**	1.7	$\eta_{7,1}$	-0.07**	1.0
$\eta_{2,2}$	0.06	28	$\eta_{7,2}$	0.04	42
$\eta_{3,0}$	0.01	69	$\eta_{8,0}$	-0.04	0.59
$\eta_{3,1}$	0.06**	0.0	$\eta_{8,1}$	-0.01	93
$\eta_{3,2}$	-0.02	47	$\eta_{8,2}$	-0.07	59
$\eta_{4,0}$	-0.001	92	$\eta_{9,0}$	-0.01	79
$\eta_{4,1}$	0.03	15	$\eta_{9,1}$	-0.16**	0.0
$\eta_{4,2}$	0.01	69	$\eta_{9,2}$	0.001	98
$\eta_{5,0}$	-0.004	86	ϕ	0.19	0.0
Nombre d'obs.	3 110			$LR(\eta_{j,\tau} = 0)$	64.2**
j	1	2	12	24	
$Q(j)$	0.28	0.48	5.47	14.64	

** et * désignent respectivement la significativité à 5% et à 10%. $LR(\eta_{j,\tau} = 0)$ désigne la statistique de rapport de vraisemblance pour l'hypothèse de nullité des 27 coefficients $\eta_{j,\tau}$. Variables de l'équation (10): $\ln rv_t$ est le logarithme naturel de la volatilité réalisée; $D_{j,\tau,t}$ une variable binaire qui représente l'événement j annoncé durant la période τ et relatif à l'intervalle de temps t (de 60 minutes); $y_{t,p} = 2\pi p n_k / N_k$ où $k = 1 \dots 5$, N_k est le nombre d'heures par jour (22 le vendredi et 24 les autres jours ouvrables de la semaine), et $n_k = 1 \dots N_k$; as_t représente le niveau d'activité désaisonnalisé.

La méthode d'estimation est celle du maximum de vraisemblance basée sur une loi normale. Dans ce tableau on ne présente pas les coefficients estimés des paramètres de la FFF car il n'y a qu'un seul coefficient significatif au seuil de 5% (celui du premier cosinus, qui correspond à la saisonnalité horaire).